

VYSOKÁ ŠKOLA BÁŇSKÁ – TECHNICKÁ UNIVERZITA OSTRAVA
EKONOMICKÁ FAKULTA

KATEDRA FINANČÍ

Posouzení kvality odhadu Value at Risk dle vybraných modelů
Assessment of the Quality of Value at Risk Estimation by Selected Models

Student: Bc. Barbora Sznepková
Vedoucí diplomové práce: doc. Ing. Tomáš Tichý, Ph.D.

Ostrava 2013

Zadání diplomové práce

Student: **Bc. Barbora Sznepková**
Studijní program: N6202 Hospodářská politika a správa
Studijní obor: 6202T010 Finance
Specializace: 00 Finance
Téma: **Posouzení kvality odhadu Value at Risk dle vybraných modelů**
Assessment of the Quality of Value at Risk Estimation by Selected Models

Zásady pro vypracování:

1. Úvod
 2. Teoretické vymezení finančních rizik
 3. Popis metodologie ověřování odhadu míry rizika
 4. Aplikace vybraných modelů a jejich posouzení
 5. Závěr
- Seznam použité literatury
Seznam zkratk
Prohlášení o využití výsledků diplomové práce
Seznam příloh
Přílohy

Seznam doporučené odborné literatury:


HULL, John C. *Risk management and financial institutions*. 2nd ed. Upper Saddle River: Pearson Prentice Hall, 2007. 500 p. ISBN 0-13-239790-0.
JÍLEK, Josef. *Finanční rizika*. 1.vyd. Praha: Grada, 2000. 635 s. ISBN 80-7169-579-3.
RESTI, Andrea a Andrea SIRONI. *Risk management and shareholders value in banking: from risk measurement models to capital allocation policies*. 1st ed. Chichester: Wiley, 2007. 782 p. ISBN 978-0-470-02978-7.

Formální náležitosti a rozsah diplomové práce stanoví pokyny pro vypracování zveřejněné na webových stránkách fakulty.

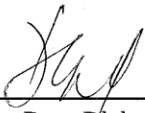
Vedoucí diplomové práce: **Ing. Tomáš Tichý, Ph.D.**

Datum zadání: 23.11.2012

Datum odevzdání: 26.04.2013


Ing. Iveta Ratmanová, Ph.D.
vedoucí katedry




prof. Dr. Ing. Dana Dluhošová
děkanka fakulty

Prohlašuji, že jsem celou práci, včetně všech příloh, vypracovala samostatně.

V Ostravě 26. 4. 2013

Barbora Sznajková
.....

Barbora Sznajková

Děkuji doc. Ing. Tomáši Tichému, Ph.D., vedoucímu této diplomové práce,
za odbornou pomoc, poskytnuté rady a konzultace.

Obsah

1.	Úvod	1
2.	Teoretické vymezení finančních rizik	3
2.1.	Tržní riziko	4
2.2.	Úvěrové riziko	5
2.3.	Likvidní riziko	6
2.4.	Operační riziko	7
2.5.	Obchodní riziko	7
2.6.	Systematické, nesystematické a systémové riziko	8
2.7.	Parametry související s rizikem	8
2.8.	Value at Risk (VaR)	10
2.8.1.	Matematická definice VaR	11
2.8.2.	Metody výpočtu Value at Risk	12
2.9.	Stochastické procesy	15
2.9.1.	Jednoduché procesy	16
2.9.2.	Složitější procesy	19
2.9.3.	Metoda Monte Carlo na bázi VG a NIG modelu	22
3.	Popis metodologie ověřování odhadu míry rizika	24
3.1.	Postup zpětného testování	24
3.2.	Testy nepodmíněného pokrytí	25
3.2.1.	Základní frekvenční test	26
3.2.2.	Kupiecův nepodmíněný test	26
3.2.3.	Basel traffic light	27
3.2.4.	TUFF – Test	28
3.3.	Testy podmíněného pokrytí	28
3.3.1.	Christoffersonův podmíněný test	29
3.3.2.	Smíšený Kupiecův test	30
4.	Aplikace vybraných modelů a jejich posouzení	32
4.1.	Vstupní data	33
4.2.	Zpětné testování odhadu VaR – normální rozdělení	39
4.2.1.	Japonský jen (JPY)	40
4.2.2.	Hongkongský dolar (HKD)	44
4.2.3.	Jihokorejský won (KRW)	45

4.2.4.	Indonéská rupie (IDR).....	46
4.2.5.	Malajsijský ringgit (MYR)	47
4.2.6.	Filipínské peso (PHP).....	48
4.2.7.	Singapurský dolar (SGD)	49
4.2.8.	Thajský baht (THB)	50
4.2.9.	Shrnutí – Normální rozdělení	51
4.3.	Zpětné testování odhadu VaR – Variance gamma model.....	53
4.3.1.	Japonský jen (JPY).....	53
4.3.2.	Hongkongský dolar (HKD)	54
4.3.3.	Jihokorejský won (KRW)	55
4.3.4.	Indonéská rupie (IDR).....	56
4.3.5.	Malajsijský ringgit (MYR)	57
4.3.6.	Filipínské peso (PHP).....	58
4.3.7.	Singapurský dolar (SGD)	58
4.3.8.	Thajský baht (THB)	59
4.3.9.	Shrnutí – VG model	60
4.4.	Zpětné testování odhadu VaR – Normal inverse Gaussian model	61
4.4.1.	Japonský jen (JPY).....	62
4.4.2.	Hongkongský dolar (HKD)	62
4.4.3.	Jihokorejský won (KRW)	63
4.4.4.	Indonéská rupie (IDR).....	64
4.4.5.	Malajsijský ringgit (MYR)	65
4.4.6.	Filipínské peso (PHP).....	66
4.4.7.	Singapurský dolar (SGD)	67
4.4.8.	Thajský baht (THB)	68
4.4.9.	Shrnutí – NIG model	68
4.5.	Komplexní shrnutí	69
5.	Závěr.....	72
	Seznam použité literatury	74
	Seznam zkratk	75
	Prohlášení o využití výsledků diplomové práce	
	Seznam příloh	
	Přílohy	

1. Úvod

Na finančních trzích se vyskytují různé druhy rizik, které je možné rozčlenit na riziko úvěrové, likvidní, operační, obchodní a zejména riziko tržní. Samotné riziko je nedílnou součástí veškeré činnosti, kterou vykonáváme, ať už se jedná o běžnou jízdu autem či uskutečňování finančních aktivit.

Finanční riziko obecně představuje potenciální finanční ztrátu subjektu, která může nastat v důsledku negativní odchylky dosažených výsledků od předpokládaných. V oblasti řízení rizik finančních institucí je cílem toto riziko pomocí vhodných nástrojů a metodik rozpoznat, změřit a následně eliminovat.

K řízení rizika je hojně využívána metodologie Value at Risk, která popisuje maximální možnou ztrátu, jež může nastat na určité hladině pravděpodobnosti u sledovaného finančního nástroje. Sledovaným finančním nástrojem v této práci jsou měnové kurzy a s nimi spojené měnové riziko. Nezbytnou součástí pro přesné vyčíslení rizika pomocí metody Value at Risk je však kvalitně sestavený model pro pravděpodobnostní rozdělení výnosů finančních aktiv.

Proto je cílem této diplomové práce pomocí zpětného testování posoudit kvalitu odhadu Value at Risk dle vybraných modelů na 99% hladině spolehlivosti. Přičemž zvolený interval spolehlivosti je zakotven v legislativě. Hodnota Value at Risk bude odhadnuta pro osm měnových kurzů. Modelování výnosů bude v práci prováděno za využití modelů normálního rozdělení pravděpodobnosti, variance gamma rozdělení pravděpodobnosti a normálního inverzního Gaussova rozdělení pravděpodobnosti, přitom poslední dva jmenované modely umožňují modelovat i vyšší momenty pravděpodobnostního rozdělení výnosů, a to šikmost a špičatost.

Práce bude rozdělena do pěti kapitol, včetně úvodu a závěru. Druhá kapitola bude věnována teoretickému vymezení finančních rizik a jejich klasifikaci, další část kapitoly bude zaměřena na problematiku Value at Risk a stochastické procesy. V rámci metodologie Value at Risk budou popsány její matematická východiska a charakterizovány jednotlivé metody výpočtu.

V třetí kapitole bude více přiblížena problematika zpětného testování odhadu hodnoty Value at Risk, která poslouží k ověření přesnosti vybraných modelů. V této kapitole bude nastíněn postup zpětného testování a budou teoreticky vymezeny jednotlivé zpětné testy. Kvalita odhadu Value at Risk bude posouzena jak z hlediska testů nepodmíněného pokrytí, tak z hlediska testů podmíněného pokrytí.

Ve čtvrté kapitole bude realizováno zpětné testování odhadu Value at Risk dle zvolených modelů pro vybrané měnové kurzy východní a jihovýchodní Asie. Závěrem kapitoly budou shrnuty získané výsledky a učiněn závěr.

2. Teoretické vymezení finančních rizik

Riziko je historický výraz, datující se k 17. století. Pochází z italského slova *risico* a objevilo se v souvislosti s plavbou, kdy tak bylo označováno úskalí, kterému se museli mořeplavci vyhnout. Dnes má riziko mnoho podob, a jednou z nich je právě finanční riziko.

Finanční riziko představuje potenciální finanční ztrátu určitého subjektu, nejedná se o již existující realizovanou či nerealizovanou ztrátu, ale jedná se o ztrátu v budoucnosti vyplývající z daného finančního či komoditního nástroje, nebo finančního či komoditního portfolia. Rizika jsou nevyhnutelným prvkem veškeré aktivity a finanční rizika se vyskytují na finančních trzích.

V této kapitole bude teoreticky vymezena podstata finančních rizik. Problematikou finančních rizik se podrobně zabývá Jílek ve svých knihách, např. Finanční rizika (2000) nebo Finanční trhy a investování (2009). Při teoretickém vymezení finančních rizik budeme vycházet právě z těchto literárních pramenů.

V tab. 2.1 je zachycen základní přehled rizik, kterému se budeme podrobněji věnovat. Dle Jílka (2009) existuje pět hlavních finančních rizik, a to tržní, úvěrové, likvidní, operační a obchodní riziko. Těchto pět hlavních rizik se člení na další kategorie, které budou v následujícím textu rozebrány. Tento základní přehled rizik bude dále rozšířen o systematické, nesystematické a systémové riziko.

Tabulka 2.1 Přehled finančních rizik

Tržní riziko	<ul style="list-style-type: none">• úrokové riziko• akciové riziko• komoditní riziko	<ul style="list-style-type: none">• měnové riziko• korelační riziko• riziko úvěrového rozpětí
Úvěrové riziko	<ul style="list-style-type: none">• přímé úvěrové riziko• riziko úvěrových ekvivalentů	<ul style="list-style-type: none">• vypořádací riziko• riziko úvěrové angažovanosti
Likvidní riziko	<ul style="list-style-type: none">• riziko financování	<ul style="list-style-type: none">• riziko tržní likvidity
Operační riziko	<ul style="list-style-type: none">• transakční riziko• riziko operačního řízení	<ul style="list-style-type: none">• riziko systémů
Obchodní riziko	<ul style="list-style-type: none">• právní riziko• riziko změny úvěrového hodnocení• reputační riziko	<ul style="list-style-type: none">• daňové riziko• riziko měnové konvertibility• riziko pohromy• regulační riziko

Zdroj: Jílek (2009)

2.1. Tržní riziko

Tržní riziko je hned po úvěrovém riziku druhým nejvýznamnějším rizikem. Tržní riziko, někdy též označováno jako cenové riziko, vypovídá o riziku možné ztráty plynoucí ze změn tržních cen, tedy ze změn hodnot finančních nebo komoditních nástrojů v souvislosti nepříznivých změn tržních podmínek (tj. nepříznivý vývoj cen akcií, měnového kurzu, úrokových sazeb, cen komodit). Dle výše zmiňovaných změn podmínek se také rozlišují jednotlivé základní kategorie rizika, které jsou následující.

Úrokové riziko vyjadřuje riziko ztráty ze změn cen nástrojů citlivých na úrokové sazby. Toto riziko je možné rozdělit na specifické a obecné úrokové riziko. Specifické úrokové riziko souvisí s příznivým či nepříznivým vývojem ceny úrokového nástroje v důsledku zlepšení nebo zhoršení finanční situace emitenta úrokového nástroje, a tedy zvýšení či snížení ceny určitého úrokového nástroje. Obecné úrokové riziko představuje riziko ztráty z nesouladu splatností nebo dob přeceňování aktiv (dlouhých pozic) a pasiv (krátkých pozic). Obecnému úrokovému riziku čelí každý subjekt, který má v aktivech nebo pasivech nástroje s určitými splatnostmi.

Akciové riziko vypovídá o možném riziku ztráty ze změn cen nástrojů citlivých na ceny akcií. Akciové riziko se také dělí na specifické a obecné. Specifické akciové riziko má obdobnou definici jako specifické úrokové riziko, avšak zde hovoříme o akciovém nástroji. Jde tudíž o riziko poklesu ceny akcie, přičemž cena akcie určitého emitenta nesleduje široký akciový index. Naproti tomu obecné akciové riziko je ovlivněno makroekonomickými podmínkami a ne emitentem.

Komoditní riziko představuje riziko možné ztráty ze změn cen nástrojů citlivých na ceny komodit. Toto riziko se vztahuje ke komoditním trhům, které patří mezi historicky nejstarší organizované trhy. Charakteristikou těchto trhů je jejich diverzifikovanost, jelikož předmětem obchodování je velké množství skupin komodit s celou řadou specifikací.

Měnové či devizové riziko je riziko ztráty plynoucí ze změn cen nástrojů citlivých na měnové (devizové) kurzy. Pohyb devizového kurzu se řadí mezi nejčastější rizikové faktory a tomuto riziku jsou vystaveny všechny společnosti od národních až po ty nejmenší. Je totiž patrné, že měnové riziko se vyskytuje u společností obchodujících se zahraničím a zřejmá je také skutečnost, že kurz ovlivňuje ceny pohonných hmot či zemního plynu. Proto můžeme říci, že pohyb devizového kurzu ovlivňuje celou ekonomiku.

Devizový kurz, směnný poměr dvou měn, je tvořen na základě nabídky a poptávky na devizových trzích. Devizové trhy jsou trhy peněžních prostředků v různých měnách. Za

devizové trhy jsou někdy také označovány trhy dluhové, akciové či komoditní pokud jsou nástroje v cizích měnách. Měnové riziko se tedy vztahuje k cizoměnovým transakcím s investičními nástroji, deriváty a cennými papíry, které jsou denominované v jiné měně než náš účet. Pohyb měnového kurzu může mít jak pozitivní, tak negativní vliv na zisky nebo ztráty z takové transakce. Je důležité podotknout, že ocenění měn je ovlivněno spoustou politických, sociálních a hospodářských faktorů a může se často měnit i v průběhu obchodování v rámci jedno dne.

Výše zmiňované kategorie úrokové, akciové, komoditní a měnové riziko se řadí k základním kategoriím tržního rizika, ovšem dle Jílka (2000) se také setkáváme s dvěma vedlejšími kategoriemi tržního rizika, a to *korelační riziko* a *riziko úvěrového rozpětí*. Korelační (bazické) riziko popisuje riziko plynoucí z porušení historické korelace mezi rizikovými kategoriemi, nástroji, produkty, měnami a trhy. Riziko úvěrového rozpětí souvisí, jak již z názvu vyplývá, s úvěrovým rozpětím (credit spread), což je rozdíl mezi výnosností do splatnosti daného finančního nástroje a výnosností do splatnosti obdobného bezrizikového nástroje. Riziko úvěrového rozpětí tedy představuje možnost ztráty ze změn rozpětí u cenných papírů různého úvěrového hodnocení.

2.2. Úvěrové riziko

Úvěrové riziko bývá též označováno rizikem defaultu. Jde o riziko ztráty ze selhání protistrany tím, že nebude schopná dostat svým závazkům v plné či částečné výši a v čas. Čímž způsobí věřiteli (držiteli pohledávky) ztrátu. Zmíněné závazky vznikají z úvěrových aktivit, obchodních a investičních aktivit, z platebního styku a z vypořádání cenných papírů. Pokud definujeme úvěr jako očekávání přijetí peněžních prostředků, pak samotné úvěrové riziko představuje pravděpodobnost, že toto očekávání nebude splněno.

Existují různé faktory, které ovlivňují úvěrové riziko, mezi základní patří pravděpodobnost selhání (defaultu), míra návratnosti, velikost expozice (angažovanosti) a časový horizont. Pravděpodobnost defaultu vyjadřuje s jakou pravděpodobností, nebude dlužník schopen dostat svým závazkům. Míra návratnosti (recovery rate) představuje výši ztráty, kdy dlužník nebude schopen dostat svým závazkům. Velikost expozice a časový horizont ovlivňuje kreditní riziko přímou úměrou, čím vyšší jsou, tím je i vyšší kreditní riziko.

Jak již z tab. 2.1 vyplývá, úvěrové riziko je možné rozčlenit do čtyř kategorií, které budou v následujícím textu stručně popsány.

Přímé úvěrové riziko patří k nejstarším finančním rizikům a jde o riziko ztráty ze selhání protistrany u tradičních rozvahových položek v plné či částečné výši, jde o selhání v případě úvěrů, vkladů, dluhopisů, směnek apod.

Riziko úvěrových ekvivalentů vyjadřuje riziko ztráty ze selhání dlužníka u oblasti podrozvahových položek, tzn. týká se poskytnutých úvěrových příslibů, poskytnutých záruk, poskytnutých nebo potvrzených dokumentárních akreditivů apod.

Vypořádací riziko je rizikem ztráty ze selhání transakcí v procesu vypořádání. Jedná se především o situaci, kdy hodnota vypořádání byla partnerovi dodána, ale hodnota od partnera ještě není k dispozici. Toto riziko je možné rozdělit do dalších dvou kategorií, a to měnové vypořádací riziko a vypořádací riziko cenných papírů.

Riziko úvěrové angažovanosti někdy též bývá označováno jako riziko koncentrace portfolia. V tomto případě jde o riziko ztráty z přílišného množství úvěrů poskytnutých jednomu či skupině subjektů. V současné době, aby se banky vyhnuly tomuto riziku, obvykle stanovují úvěrové limity vůči jednotlivým partnerům.

2.3. Likvidní riziko

Likvidní riziko je možné rozdělit do dvou kategorií, a to *riziko financování* a *riziko tržní likvidity*. První zmíněné riziko vyjadřuje riziko ztráty v případě momentální platební neschopnosti. Riziko tržní likvidity je rizikem ztráty související s malou likviditou trhu s finančními nástroji, což brání rychlému rozpuštění pozic a tím je omezen přístup k peněžním prostředkům.

Riziko financování souvisí s neschopností obstarat hotovost na portfolio aktiv a pasiv o určitých splatnostech a úrokových sazbách. Neschopnost plnit požadavky na investování a financování vyplývá z nesouladu v peněžních tocích. Cílem risk managementu v oblasti likvidního rizika je zabezpečit, aby instituce měla přístup k peněžním prostředkům za přijatelnou cenu i za nejméně příznivých podmínek. Je tedy nezbytné, aby instituce měla za nepříznivého vývoje přístup k hotovosti a mohla tak pokrýt potřeby klientů, splatných závazků, kapitálových potřeb dceřiných společností a nepředvídaných událostí.

Riziko tržní likvidity se zakládá na neschopnosti dostatečně rychle zlikvidovat finanční nástroje, a to v požadovaném objemu a za přiměřenou cenu. Jedná se o to, že se může rozpětí

mezi cenami nabídky a poptávky rozšířit natolik, že účastníci trhu nebudou schopni prodat či nakoupit finanční nástroj, aby uzavřeli své pozice.

2.4. Operační riziko

Operační riziko vystihuje riziko přímých a nepřímých ztrát, které vznikají v důsledku selhání interních procesů, lidí, systémů či externích událostí. I toto riziko je možné rozdělit do několika kategorií, a to transakční riziko, riziko lidského faktoru, systémové riziko a riziko externích událostí.

Transakční riziko je rizikem ztráty vyplývající z chyb prováděných operací, jde např. o chyby plynoucí ze složitosti produktů, chyb v zaúčtování a vypořádání obchodů apod.

Riziko lidského faktoru patří k nejvýznamnější části operačního rizika, přibližně představuje podíl 60 – 70 % na operačním riziku. Toto riziko plyne z chybovostí jednotlivých pracovníků působících v dané organizaci. Jde o selhání lidského faktoru.

Systémové riziko je spojeno s funkčností počítačových systémů. Jde např. o chyby v počítačových programech, o chyby v matematických vztazích modelů, o chyby při přenosu dat či o chyby související s opožděným podáváním informací vedení.

Riziko externích událostí, zde je možné zahrnout riziko související se změnou ekonomických podmínek (např. změny ve zdanění), výpadkem elektřiny, teroristické události či externí podvody, praní a padělání peněz.

2.5. Obchodní riziko

Obchodní riziko je možné rozčlenit do sedmi kategorií, na což poukazuje také tab. 2.1.

Právní riziko představuje riziko ztráty z právních požadavků partnera či z právní nepostradatelnosti kontraktů. Lze říci, že právní riziko je tak staré, jak staré jsou kontrakty. Toto riziko obvykle vyvstane, když se zjistí, že protistrana transakce neměla legální opodstatnění na určitý druh transakcí, finančních instrumentů nebo obchodů. Někdy také může dojít k tomu, že investor či investiční společnost, která prodělala ztrátu, se obrátí na soud se žádostí o právní neplatnost již uzavřené smlouvy. Právní riziko se tedy především týká nesolventnosti a uzavíracího započtení, dokumentace, právní způsobilosti subjektů uzavírat kontrakty, legality a prosaditelnosti smluv.

Riziko změny úvěrového hodnocení souvisí s rizikem ztráty ze ztížení možnosti získat finanční prostředky za akceptovatelné náklady.

Reputační riziko je rizikem ztráty z poklesu reputace na trzích.

Daňové riziko popisuje riziko ztráty vyplývající ze změny daňových zákonů nebo nepředvídatelných zdanění.

Riziko měnové konvertibility představuje riziko ztráty z nemožnosti přeměnit měnu na jinou měnu, jako následek změny ekonomické či politické situace.

Riziko pohromy vyjadřuje riziko ztráty z krachu finančního systému, přírodních katastrof či války.

A posledním, v rámci obchodního rizika, je *regulační riziko* vyplývající z nemožnosti dostat regulačním opatřením (např. dodržení kapitálové přiměřenosti) a z chyb v předvídání budoucích regulačních opatření.

2.6. Systematické, nesystematické a systémové riziko

Systematické riziko je riziko související s celým trhem a mění se v závislosti na celkovém ekonomickém vývoji. Toto riziko postihuje v různém rozsahu všechny ekonomické subjekty. Systematické riziko je nediverzifikovatelné a zdrojem tohoto rizika může být např. změna monetární politiky, daní, neočekávané události apod.

Nesystematické riziko též označováno jako riziko jedinečné či specifické, je riziko charakteristické pro jednotlivé aktivity, firmy či finanční instrumenty. Jedinečné riziko portfolia je ovlivněno množstvím aktiv v portfoliu, proto je zřejmé, že s rostoucím množstvím různě korelovaných aktiv riziko portfolia klesá. Toto riziko je tedy možné eliminovat diverzifikací.

Systémové riziko souvisí se současnou globalizací a vzájemným propojování trhů. Toto riziko představuje riziko přenosu potíží, kdy problémy jedné instituce při splácení svých závazků způsobí, že jiné instituce nebudou schopny splnit své závazky. Systémové riziko může vyvolat značné likvidní a úvěrové problémy a v konečném důsledku může způsobit kolaps finančního systému nebo celého trhu.

2.7. Parametry související s rizikem

Riziko je možné vyjádřit pojmy, ale také i prostřednictvím vzorců. Samotné riziko je vypočítáváno často na základě výnosů, které jsou vypočteny ze změn cen aktiv. Jednotlivé výnosy je možné vyjádřit v různých podobách, ať už se jedná o výnos absolutní, diskrétní či spojitý. K dalším parametrům souvisejícím s rizikem můžeme zařadit střední (očekávanou) hodnotu výnosů, rozptyl a z něj vyjádřenou směrodatnou odchylku. K doplňkovým

parametrům je možné zařadit šikmost a špičatost. Vzorce zmíněných parametrů jsou následující (Zmeškal, 2004).

Absolutní výnos vyjadřuje absolutní změnu cen aktiva mezi po sobě jdoucími dny:

$$R_t = P_{t+1} - P_t, \quad (2.1)$$

kde P je označení ceny aktiva v čase $t + 1$ a t .

Diskrétní relativní výnos je počítán v diskretních časových úsecích, které mohou být např. na denní, týdenní, měsíční či roční bázi. Jednodenní diskretní výnos má tvar:

$$R_t = \frac{P_{t+1} - P_t}{P_t} = \frac{\Delta P}{P_t}. \quad (2.2)$$

Spojité výnos je počítán v nekonečně malých časových okamžicích a má následující podobu:

$$r_t = \ln \frac{P_{t+1}}{P_t} = \ln P_{t+1} - \ln P_t. \quad (2.3)$$

Výše uvedený výpočet výnosu aktiva poslouží k výpočtu *střední (očekávané) hodnoty výnosů*. Očekávaný výnos je dán průměrnou hodnotou výnosů za sledované období a má tvar:

$$E(r_t) = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N r_t, \quad (2.4)$$

kde N je počet sledovaných dnů a r_t je výnos aktiva za určité období.

Rozptyl výnosů aktiva, podává informace o tom, jak jsou hodnoty daného souboru rozděleny kolem střední hodnoty, a je dán následujícím vzorcem:

$$\sigma^2 = \text{var}(r_t) = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N [r_t - E(r_t)]^2. \quad (2.5)$$

Z rozptylu je možné následně vyjádřit *směrodatnou odchylku*, která je měřítkem rizika charakteristického pro dané aktivum. Čím vyšší je její hodnota, tím je sledované aktivum rizikovější. Směrodatná odchylka má tvar:

$$\sigma = \sqrt{\sigma^2} = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{t=1}^N [r_t - E(r_t)]^2}. \quad (2.6)$$

Šikmost (skewness) neboli třetí centrální moment vypovídá o asymetričnosti rozložení dat kolem střední hodnoty. Je-li třetí centrální moment roven nule, pak jsou zkoumané

hodnoty rovnoměrně rozloženy od střední hodnoty vlevo i vpravo. Jestliže je šikmost větší než nula, hovoříme o pozitivní šikmosti a hodnoty jsou vychýleny vpravo, tzn. že vpravo od průměru se nacházejí odlehlejší hodnoty než vlevo. V případě záporné šikmosti je tomu naopak. Rovnice šikmosti má tvar:

$$Sk = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(\frac{x_i - E(x_i)}{\sigma} \right)^3. \quad (2.7)$$

Špičatost (kurtosis) neboli čtvrtý centrální moment poukazuje na relativní strmost (špičatost) průběhu rozdělení hodnot kolem střední hodnoty. Pokud špičatost dosahuje kladných hodnot, pak je více hodnot soustředěno kolem střední hodnoty než v případě normálního rozdělení. Křivka hustoty je tedy špičatější než u normálního rozdělení. V případě záporné špičatosti je křivka méně špičatá (plošší) než u normálního rozdělení.

$$Kr = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(\frac{x_i - E(x_i)}{\sigma} \right)^4. \quad (2.8)$$

2.8. Value at Risk (VaR)

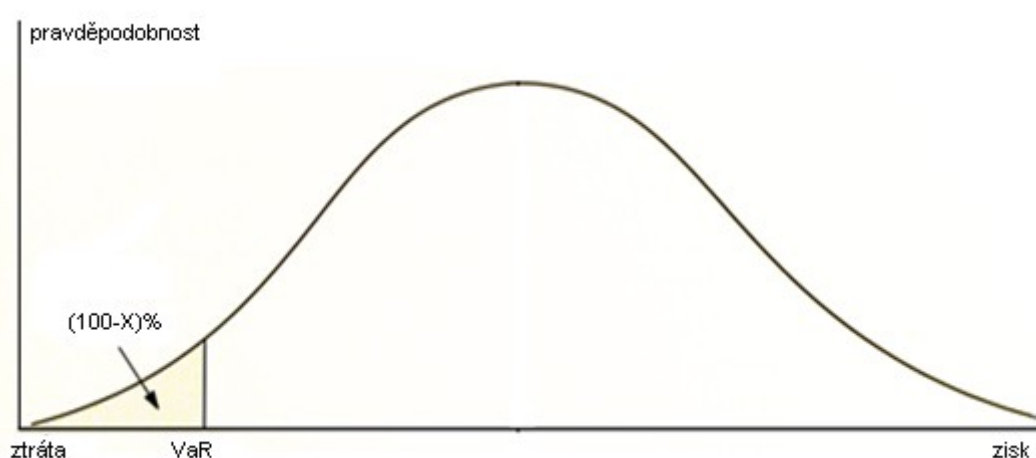
Tato kapitola bude zaměřena na teoretické vymezení Value at Risk, přičemž Hull (2007) přibližuje tuto problematiku následovně.

Value at Risk (hodnota v riziku) je velmi využívanou metodou sloužící k eliminaci potenciálních velkých ztrát. Matematické kořeny VaR sahají až do roku 1950 v souvislosti s teorií portfolia Harryho Markowitze. Finanční instituce začaly budovat své vlastní modely pro řízení rizik již v období 1970 a 1980, ale tyto modely byly zanedbatelné oproti přelomové práci J. P. Morgan RiskMetrics system, používající metodu Value at Risk, která byla oficiálně zveřejněna v roce 1994. Metoda VaR byla tedy vyvinutá v americké bance J. P. Morgan a stala se široce používanou k řízení rizik ve finančních institucích. Velkou předností VaR je, že převádí všechna rizika na společného jmenovatele, změnu hodnoty portfolia finančních aktiv a následně je poskytnuto jediné číslo, které shrnuje celkové riziko portfolia finančních aktiv.

Value at Risk představuje potenciální ztrátu, ke které může dojít s určitou pravděpodobností během určité následující doby držení. VaR patří k atraktivním metodám hodnocení rizika, protože je snadné pochopit jeho smysl. V podstatě se dá říci, že VaR odpovídá na jednoduchou otázku „Jak špatně mohou věci skončit?“. To je otázka, na kterou chtějí všichni manažeři znát odpověď, a tudíž jsou velmi spokojeni, že Value at Risk sumarizuje celkovou finanční expozici (zranitelnost) do jediného čísla.

Definice VaR říká, jsme si na X procent jistí, že neztratíme více než V peněžních prostředků v následujících N dnech. Proměnná V vyjadřuje hodnotu VaR a ta je funkcí dvou parametrů časového horizontu (N dnů) a hladiny spolehlivosti (X %). Jde tedy o úroveň ztráty během N dnů, u které jsme si jistí, že nebude na X procent překročena. Value at Risk je ztráta odpovídající $(100 - X)$ percentilu rozdělení pravděpodobnosti změny v hodnotě portfolia během příštím N dnů. (zisky jsou pozitivní změny, ztráty jsou negativní změny). Pro příklad, když $N = 5$ a $X = 97$, pak VaR je třetí percentil rozdělení pravděpodobnosti změny v hodnotě portfolia v průběhu příštích pěti dnů (Hull, 2007).

Obr. 2.1 VaR graficky, úroveň spolehlivosti X %



Zdroj: Hull (2007)

2.8.1. Matematická definice VaR

Matematicky je Value at Risk definováno jako jednostranný kvantil (např. 99%) z rozdělení zisků a ztrát finančního nástroje během určité doby držení (např. 10 dnů), stanovený na základě určitého historického intervalu (např. 1 rok). Podle BASLE II Value at Risk představuje ztrátu s pravděpodobností 1 % (tzn. interval spolehlivosti je 99 %) během doby držení minimálně deset dnů na základě historického období jeden rok (Jílek, 2000).

Při výpočtu VaR se dle Zmeškal a kol. (2004) vychází ze základního předpokladu:

$$Pr(\Delta\tilde{\Pi} \leq +ZISK) = (1 - \alpha), \quad (2.9)$$

jde o to, aby pravděpodobnost, že zisk z finančního nástroje ($\Delta\tilde{\Pi}$) bude menší než předem stanovená hladina zisku ($ZISK$), byla rovna určené hladině pravděpodobnosti $(1 - \alpha)$, významnosti.

Hodnota $1 - \alpha$ je označována hladinou významnosti, přičemž α představuje hladinu spolehlivosti. Vzájemný vztah mezi hladinou významnosti a hladinou spolehlivosti je, že dohromady dávají součet jedna. K nejčastěji využívaným hladinám významnosti patří 15 %, 1 % a 0,5 %. Časové období, pro které je hodnota Value at Risk počítána, může být pro jednotlivé instituce různé. Např. dle Basel II je to pro banky deset dní, dle metodologie Solvency II pro pojišťovny pak jeden rok. Všeobecně je hodnota Value at Risk zjišťována spíše pro kratší časové období, nejčastěji pro jeden den, a následně je přepočtena pro delší časové období (Kresta, 2011).

VaR tedy představuje ztrátu a zisk lze vyjádřit jako zápornou ztrátu ($ZISK = -VAR$), v takovém případě je možné vyjádřit vzorec (2.9) následujícím tvarem:

$$Pr(\Delta\tilde{\Pi} \leq -VaR) = (1 - \alpha). \quad (2.10)$$

Přírůstek hodnoty finančního nástroje je vyjádřen takto:

$$\Delta\tilde{\Pi} = \tilde{V}_T - V_t, \quad (2.11)$$

kde \tilde{V}_T je predikovaná hodnota a V_t je výchozí hodnota finančního nástroje.

2.8.2. Metody výpočtu Value at Risk

Metody výpočtu VaR mohou být děleny na parametrické a neparametrické modely. Parametrické modely jsou založeny na statistických parametrech rizikových faktorů, zatímco neparametrické modely jsou založeny na historických datech. V této části práce budou představeny tři nejběžnější metody výpočtu Value at Risk, a to metoda variancí a kovariancí, metoda historické simulace a metoda Monte Carlo.

Metoda variancí a kovariancí

Metoda variancí a kovariancí patří k parametrickým metodám, kdy se k odhadu možných ztrát finančních nástrojů v budoucnosti používají statistiky o volatilitách hodnot v minulosti a korelací mezi změnami hodnot. Jednotlivé volatility a korelace rizikových faktorů se určí pro vybrané doby držení a historické období, a to prostřednictvím historických údajů.

Metoda variancí a kovariancí je založena na určitém rozdělení pravděpodobnosti rizikových faktorů a předpokládané korelaci mezi nimi. Parametrický přístup vychází z předpokladu, že rozdělení budoucích výnosů odpovídá určité parametrické skupině. Určí

se rozdělení pravděpodobností možných změn hodnoty finančního nástroje pro tisíce scénářů, které se vyskytují s určitou pravděpodobností. Nejjednodušší forma této metody je založena na předpokladu, že změny rizikových faktorů a hodnoty finančního instrumentu mají normální rozdělení a korelace změn rizikových faktorů jsou stabilní. Předpoklad normality je nejzákladnější a přímočarý přístup, a proto je ideální pro jednoduché portfolio skládající se z lineárního instrumentu.

Metoda se vyznačuje velkými informačními požadavky. Například i za předpokladu normality u šesti měn je nutno mít 27 parametrů, a to šest průměrů, šest variancí a patnáct kovariancí. Mimo to používání jenom historických údajů vylučuje využití podstatných dostupných informací, jež lze vzít v úvahu náhodnými korekcemi koeficientů nebo používáním náhodných vah při odhadu těchto koeficientů (Jílek, 2000).

Metoda historické simulace

Historická simulace je založena na výpočtu potenciálních budoucích ztrát na základě údajů o minulých hodnotách, přesněji řečeno na základě ztrát, které by banka měla v minulosti u daného finančního nástroje. Tuto metodu lze využít pro výpočet ztrát jednoho finančního aktiva, tak i pro výpočet ztrát celého portfolia. V případě historické metody se simulují potenciální ztráty bez zavádění jakýchkoli předpokladů o rozdělení, tzn. určitý historický scénář bez ohledu na jeho pravděpodobnost (čímž se odlišuje od parametrické metody, kdy se např. předpokládá, že výnosy jsou normálně rozděleny a korelace mezi rizikovými faktory jsou konstantní).

Přínosem historické simulace je to, že neobsahuje žádný konkrétní předpoklad o rozdělení rizikových faktorů. Tato metoda ani nepředpokládá žádné explicitní či stabilní korelace mezi rizikovými faktory.

Zmíněná metoda počítá změnu hodnoty portfolia na základě skutečných historických hodnot rizikových faktorů. Výpočet je uskutečňován pro každé období držení v daném historickém období. Jestliže je hodnota VaR počítána pro období držení delší než jeden den, pak je potřeba pro každý den určit změny všech historických faktorů, vypořádání peněžních toků apod. Výsledkem metody historické simulace je časová řada zisků a ztrát, které by nastaly za předpokladu, že by banka držela portfolio po určité období v minulosti. Získaná odhadnutá hodnota VaR na dané úrovni spolehlivosti je skutečná ztráta, ke které by došlo během sledovaného období (Jílek, 2000).

Uvedme historickou simulaci na následujícím příkladu. Předpokládejme, že chceme spočítat VaR portfolia na jednodenní dobu držení, 99% úrovni spolehlivosti a historické období obsahuje soubor dat o 500 dnech. Prvním krokem je identifikace tržních proměnných, které ovlivňují portfolio. To jsou obvykle směnné kurzy, ceny akcií, úrokové sazby, apod. Následně shromáždíme údaje o pohybu těchto tržních proměnných v průběhu posledních 500 dnech. To nám poskytuje 500 alternativních scénářů, co se může stát mezi dneškem a zítřkem. První scénář představuje procentuální změny hodnot všech proměnných, které jsou stejné, jako první den, pro který jsme shromáždili údaje; druhý scénář je stejný jako druhý den, pro který máme údaje, a tak dále. Pro každý scénář je počítána peněžní změna v hodnotě portfolia mezi dneškem a zítřkem. Tak definujeme pravděpodobnostní rozdělení pro každodenní změny hodnoty portfolia. Odhad VaR je první percentil rozdělení pravděpodobnostní změny. Následně vycházíme z toho, že vývoj za posledních 500 dní je vhodným východiskem k tomu, abychom určili, co se může stát během následujících dní. Jsme si na 99 % jistí, že budoucí ztráta nebude vyšší než náš VaR odhad (Hull, 2006).

Jorion (2007) nastínil základní přednosti a nevýhody metody historické simulace, přičemž mezi výhody této metody náleží. Poměrně snadná proveditelnost, pokud jsou shromážděny historické údaje týkající se rizikových faktorů pro denní hodnocení trhu. Stejná data mohou být navíc uložena pro pozdější použití v odhadu VaR. Historická simulace také snižuje nutnost odhadnout kovarianční matici. Což zjednodušuje výpočty v případech portfolií s velkým počtem aktiv a krátkých výběrových období. Vše, co je zapotřebí, je časová řada celkové hodnoty portfolia.

Snad nejvýznamnější výhodou historické simulace je, že lépe zobrazuje konce rozdělení. Což vypovídá o tom, že extrémní tržní změny jsou vhodněji zachyceny historickou simulací než parametrickými odhady VaR.

Na druhou stranu, metoda historické simulace vychází z toho, že minulost představuje přesný (spravedlivý) odraz budoucnosti, předpokládá tedy, že historie se opakuje. I když je tento předpoklad v určitých situacích pravdivý, může to vést ke zkresleným odhadům VaR. Pokud se např. v historickém souboru dat opomine důležitá událost, pak konce rozdělení nebudou mít skutečnou vypovídající schopnost. A naopak, historický soubor dat může obsahovat událost, která se nevyskytne v budoucnu.

Dalším nedostatkem je náročnost metody na velký počet údajů týkajících se finančních nástrojů. Dále metoda zcela nevyužívá dostupné informace, výsledek je do značné míry závislý na výskytu řídkých informací.

Metoda Monte Carlo

Metoda Monte Carlo je v dnešní době často využívána a patří k stochastickým simulacím. Pojmenování Monte Carlo bylo odvozeno z názvu slavného kasina zaleženého v roce 1862 na jihu Francie. K výpočtu odhadu VaR se využívá velký počet simulací vývoje hodnoty finančního nástroje. Metoda vychází z velkého počtu náhodně generovaných rizikových faktorů a testuje jednodenní změnu hodnoty finančního nástroje na základě velkého počtu náhodně zvolených kombinací různých rizikových faktorů, přičemž pravděpodobnosti se opírají o historické zkušenosti. Prostřednictvím této metody mohou být produkovány vysoce pravděpodobné VaR odhady. Jednotlivé scénáře mohou obsahovat nejnovější informace a údaje vycházející z minulosti je možné použít jako podklad pro samotné simulace. Metoda Monte Carlo je pružná a přínosná zejména u nástrojů s nelineárním průběhem hodnot.

Přeceňování nástrojů na základě daných hodnot rizikových faktorů je shodnou vlastností jak metody Monte Carlo, tak metody historické simulace. Odlišnost mezi těmito metodami se vyskytuje v tom, jak generují rizikové faktory. Historická simulace, jak bylo uvedeno výše, vychází ze scénářů v minulosti, zatímco metoda Monte Carlo generuje náhodné scénáře prostřednictvím náhodných čísel (Jílek, 2000).

Simulace Monte Carlo patří k zdaleka nejúčinnějším metodám pro výpočet VaR. Metoda je dostatečně flexibilní, aby v rámci rizikových faktorů byly začleněny časové změny volatility nebo očekávaných výnosů a extrémní scénáře.

Na druhé straně největší nevýhodou této metody je její výpočetní náročnost. Pokud například máme rozsáhlé portfolio o tisíci aktivech a generujeme tisíc scénářů, pak celkový počet ocenění činí jeden milion. Hlavním úskalím Monte Carlo simulace je tedy nutnost velkého množství simulací. S tím souvisí i její finanční náročnost vztahující se k informační infrastruktuře a nezbytnosti výkonných počítačových systémů (Jorion, 2007).

Aplikace metody Monte Carlo na vybrané modely bude nastíněna v kapitole 2.9.3.

2.9. Stochastické procesy

Tato část práce je soustředěna na některé základní stochastické procesy, které je možné využít pro modelování vývoje finančních aktiv, jako jsou např. měny nebo akcie.

Dle Tichého (2006) je významným krokem oceňování a zajišťování finančních nástrojů rozeznat proces, který je sledován cenou aktiva. Aktivum, jehož vývoj pro daný

časový úsek τ lze s jistotou rozpoznat, je označováno za bezrizikové. Hodnota aktiva, pak sleduje *deterministický proces* (chování je přesně známo).

Naproti tomu se setkáváme se *stochastickým procesem*, kdy jde o to, že vývoj finanční veličiny v čase lze popsat právě prostřednictvím vhodného pravděpodobnostního rozdělení. Jedná se o posloupnost náhodných veličin v čase. Stochastické, tedy znamená náhodné, něco co není přesně známo a lze jej vysvětlit prostřednictvím pravděpodobností. Podle vztahu ke změně času je možné rozpoznat dva typy stochastických procesů, a to stochastický proces v diskrétním čase $t = \{0,1,2,3 \dots\}$ a stochastický proces při spojitém čase $t \in \langle 0, \infty \rangle$.

2.9.1. Jednoduché procesy

Součástí této podkapitoly je teoretické vymezení jednoduchých stochastických procesů, přičemž přiblíženo bude normální rozdělení, studentovo rozdělení, Wienerův proces a geometrický Brownův proces.

Normální rozdělení

Důležitou roli při hledání hodnoty VaR hraje rozdělení pravděpodobnosti. K nejdůležitějším pravděpodobnostním rozdělením patří *normální rozdělení* $N(\mu, \sigma^2)$, které slouží jako pravděpodobnostní model chování velkého množství náhodných jevů v přírodních vědách, technice i ekonomii. Obecně je možné podotknout, že normální rozdělení (též označováno jako Gaussovo rozdělení pravděpodobnosti) je vhodným pravděpodobnostním modelem tehdy, působí-li na kolísání náhodné veličiny velký počet nepatrných a vzájemně nezávislých jevů. Důležitost Gaussova rozdělení se skýtá v tom, že za určitých předpokladů lze pomocí něj aproximovat řadu jiných spojitých i nespojitých rozdělení (Hindls, 2002).

Funkce hustoty pravděpodobnosti normálního rozdělení je dána následujícím vzorcem:

$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}, \quad -\infty < x < \infty. \quad (2.12)$$

Přičemž normální rozdělení má dva parametry μ a σ^2 , kde μ je střední hodnota, která charakterizuje polohu tohoto rozdělení, a σ^2 je rozptyl, popisující rozptýlení dat kolem střední hodnoty.

Na základě funkce hustoty je možné vyjádřit distribuční funkci normálního rozdělení, která má následující tvar (Hindls, 2002):

$$F(x; \mu, \sigma) = \int_{-\infty}^x \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(t-\mu)^2}{2\sigma^2}} dt. \quad (2.13)$$

Pokud transformuje náhodnou veličinu X na normovanou veličinu U , kde $U = \frac{X-\mu}{\sigma}$, a tuto transformaci zavedeme do funkce hustoty pravděpodobnosti a distribuční funkce, pak získáme *normované normální rozdělení* $N(0,1)$, kdy hustota pravděpodobnosti je dána

$$f(u) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{u^2}{2}} \quad (2.14)$$

a distribuční funkce

$$F(u) = \int_{-\infty}^u \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}} dt. \quad (2.15)$$

Wienerův proces

Riziková složka představuje základ většiny procesů a lze ji modelovat prostřednictvím spojitého procesu, je tedy založena na tzv. *Wienerově procesu*, nebo procesu měnícího se skokově. Wienerův proces patří k nejdůležitějším stavebním kamenům většiny spojitých procesů a bývá někdy označován jako specifický Wienerův proces nebo také (normovaný) Brownův pohyb. Wienerův proces je příkladem procesu Markova typu, který říká, že predikovaný vývoj finančních aktiv je ovlivněn pouze současnou hodnotou a ne hodnotami historickými (Tichý, 2011).

Stochastický proces $\{Z(t), t \in [0, T]\}$ může být označen jako Wienerův proces, pokud Z_t je nulové na počátku ($Z_0 = 0$), přírůstky Z_t jsou v čase nezávislé a stacionární a mají znaky normálního rozdělení pravděpodobnosti, přičemž Z_t je spojitou funkcí času.

Pokud ΔZ značí přírůstek procesu v rámci krátkého časového intervalu dt , pak změnu procesu můžeme zapsat takto:

$$\Delta Z = \varepsilon \sqrt{dt}, \quad (2.16)$$

přičemž ε představuje náhodnou proměnnou z normovaného normálního rozdělení s nulovou střední hodnotou a jednotkovým rozptylem, $N(0,1)$.

Pokud budeme respektovat jednotlivé vlastnosti procesu $Z(t)$, lze odvodit, že pro všechny $dt > 0$ dostaneme střední hodnotu:

$$E[\Delta Z] = 0, \quad (2.17)$$

rozptyl:

$$\text{var}(\Delta Z) = E[\Delta Z^2] = dt \quad (2.18)$$

a směrodatná odchylka:

$$\sigma(\Delta Z) = \sqrt{dt}. \quad (2.19)$$

Geometrický Brownův pohyb

Jak již bylo řečeno Wienerův proces $Z(t)$ je standardním nástrojem používaným k vytváření modelů vývoje cen finančních aktiv a může být rozšířen několika způsoby (Tichý, 2011):

- Brownův pohyb, který začíná v konstantě c : $C(t) = c + Z(t)$,
- Brownův pohyb s přírůstkem α : $A(t) = \alpha t + Z(t)$,
- Brownův pohyb s rozptylem σ^2 : $S(t) = Z(t\sigma^2) = \sigma Z(t)$,
- Brownův pohyb exponenciální (vždy pozitivní vývoj): $E(t) = \exp[Z(t)]$.

Nejpopulárnější stochastický proces, který je nejčastěji využíván v rámci finančního modelování, je právě exponenciální Brownův pohyb též označován geometrický Brownův pohyb, který je definován následovně:

$$dS = \mu S_t dt + \sigma S_t dZ, \quad (2.20)$$

kde S je finanční aktivum s výchozí cenou S_t , μ představuje parametr vyjadřující průměrnou hodnotu výnosu zpravidla za období jednoho roku, σ je parametr představující směrodatnou odchylku výnosu aktiva za rok a $dZ = \varepsilon \sqrt{dt}$. Jelikož $E[\varepsilon] = 0$, pak i $E[\sigma S_t dZ] = 0$ a z toho plyne:

$$E[dS] = \mu S_t dt. \quad (2.21)$$

Očekávaná cena aktiva v určitém okamžiku v budoucnosti $T = t + \tau$ je dána:

$$E[S_{t+\tau}] = S_t e^{\mu\tau}. \quad (2.22)$$

Za účelem vyjádření skutečné dynamiky ceny musíme zahrnout náhodnou složku do vztahu (2.22). Měli bychom však respektovat vztah $E[\sigma Z_t] = 0$, to samé neplatí pro $E[e^{\sigma Z_t}]$. Možným řešením je zahrnutí parametru upravující střední hodnotu $E[e^{\sigma Z_t}]$, proto:

$$S_{t+\tau} = S_t \frac{\exp(\mu\tau + \sigma Z_t)}{E[\exp(\sigma Z_t)]}. \quad (2.23)$$

Při respektování vlastností (normovaného) normálního rozdělení dostaneme:

$$E[\exp(\sigma Z_t)] = \exp\left(\frac{\sigma^2}{2}\right)\tau. \quad (2.24)$$

Po dosazení do vzorce (2.23) dostaneme velmi známou formulaci modelu, která je běžně užívána pro vyjádření skutečné dynamiky ceny finančních aktiv. Získáme tedy geometrický Brownův pohyb (GBM):

$$S_T = S_{0+\tau} = S_0 \exp[\alpha\tau + \sigma\sqrt{\tau}\varepsilon], \quad (2.25)$$

$$\text{kde } \alpha = \left(\mu - \frac{\sigma^2}{2}\right).$$

2.9.2. Složitější procesy

V oblasti složitějších stochastických procesů budou definovány vybrané procesy z množiny Lévyho procesů, a to variance gamma model a normal inverse Gaussian model.

Variance gamma model

Variance gamma model, též označován jako VG model, patří k nejčastěji používaným víceparametrickým modelům Lévyho typu. Lévyho proces je obecný stochastický proces $X = \{X(t), t \in [0, \infty)\}$, který začíná v nule, trajektorie tohoto procesu je spojitá zprava s limitou zleva a jeho přírůstky jsou nezávislé a stacionární (viz Tichý, 2010).

VG proces může být definován způsobem, kdy vychází z Brownova pohybu řízeného gamma procesem. Přičemž pravděpodobnostní funkce hustoty gamma procesu z rozdělení gamma $G[a, b]$ při $a = \frac{1}{v}$ a $b = v$ je následující:

$$f_G(g, t; v) = \frac{g^{\frac{t}{v}-1} \exp\left[-\frac{g}{v}\right]}{v^{\frac{t}{v}} \Gamma\left(\frac{t}{v}\right)}, \quad (2.26)$$

a protože VG proces $VG(g(t; \nu); \theta; \vartheta)$ je možné definovat jako

$$VG_t = \theta g_t + \vartheta Z(g_t) = \theta g_t + \vartheta \sqrt{g_t} \varepsilon, \quad (2.27)$$

VG funkce hustoty je definována následně:

$$f_{VG}(x, g(t; \nu); \theta, \vartheta) = \int_0^\infty \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi g}} \exp\left(-\frac{(x - \theta g)^2}{2\vartheta^2 g}\right) \frac{g^{\frac{t}{\nu}-1} \exp\left(-\frac{g}{\nu}\right)}{\nu^{\frac{t}{\nu}} \Gamma\left(\frac{t}{\nu}\right)} dg. \quad (2.28)$$

Důležitým rysem VG modelu je, že nám umožňuje modelovat vyšší momenty pravděpodobnostního rozdělení. Zejména prostředním ν (parametru gama rozptylu) je možné řídit špičatost skrze rozptyl náhodného času a θ umožňuje kontrolovat šikmost. Například, $\theta < 0$ ukazuje negativní šikmost, $\theta > 0$ indikuje pozitivní šikmost a $\theta = 0$ poukazuje na symetrické rozdělení.

Pro modelování vyšších momentů pravděpodobnostního rozdělení výnosů finančních aktiv, které umožňují dosažení přesnějšího odhadu míry rizika je využíván vztah:

$$VG_t = \theta(g_t - t) + \vartheta Z(g_t) = \theta(g_t - t) + \vartheta \sqrt{g_t} \varepsilon, \quad (2.29)$$

kde $(g_t - t)$ zaručuje, že střední hodnota náhodné veličiny z VG rozdělení bude nulová, $E[VG_t] = 0$. Je tomu tak, protože $E[\tilde{\varepsilon}] = 0$ a $E[\tilde{g}_t] = t = 1$.

Jestliže dosadíme VG proces dle (2.27) do Lévyho modelu v exponenciálním vyjádření,

$$S(t) = S \exp[\mu t + X(t)], \quad (2.30)$$

obdržíme dynamiku ceny finančního aktiva:

$$S_t^{(P)} = S_0 \exp(\mu t + VG_t^{(P)} - \omega t) = S_0 \exp(\mu t + \theta g_t + \vartheta \sqrt{g_t} \varepsilon - \omega t), \quad (2.31)$$

přičemž ω je korekční parametr, kdy $\omega = -\frac{1}{\nu} \ln(1 - \theta \nu - \frac{1}{2} \vartheta^2 \nu)$.

Normal inverse Gaussian model

Normal inverse Gaussian model (NIG model) je dalším často využívaným modelem na bázi subordinátoru. Tento model je možné definovat dvěma způsoby (Tichý, 2011), přičemž první způsob je založen na charakteristické funkci, která má tvar:

$$\emptyset NIG(x, t; \alpha, \beta, \delta) = \exp[-t\delta(\sqrt{\alpha^2 - (\beta + ix)^2} - \sqrt{\alpha^2 - \beta^2})], \quad (2.32)$$

kde předpokládáme parametry $\alpha > 0, -\alpha < \beta < \alpha, \delta > 0$.

NIG pravděpodobnostní funkce hustoty je dána poté takto:

$$f_{NIG}(x, t; \alpha, \beta, \delta) = \frac{\alpha\delta}{\pi} \exp(\delta\sqrt{\alpha^2 - \beta^2} + \beta x) \frac{K_1(\alpha\sqrt{\delta^2 + x^2})}{\sqrt{\delta^2 + x^2}}, \quad (2.33)$$

kde $K_\lambda(x)$ je modifikovaná Besselova funkce:

$$K_\lambda(x) = \frac{1}{2} \int_0^{-\infty} y^{\lambda-1} \exp\left(-\frac{1}{2}x(y + y^{-1})\right) dy. \quad (2.34)$$

NIG model je možné také převést do formy Brownova pohybu řízeného inverzním Gaussovým procesem, tzn. procesem $I(t; \nu)$ s driftem ν , jenž v čase $I \sim IG[t; \nu]$ dosáhne úrovně t , následujícím způsobem:

$$NIG(I(t; \nu); \theta, \vartheta) = \theta I_t + \vartheta Z(I_t) = \theta I_t + \vartheta \sqrt{I_t} \varepsilon. \quad (2.35)$$

V tom případě můžeme charakteristickou funkci formulovat následovně:

$$\emptyset NIG(x; \nu, \theta, \vartheta) = \exp\left[\frac{1}{\nu} - \frac{1}{\nu}(\sqrt{1 + x^2\vartheta^2\nu - 2\theta\nu i})\right], \quad (2.36)$$

což ústí k vzájemné závislosti a parametry θ, ϑ a ν mohou být přepočteny z parametrů α, β a δ následovně:

$$\theta = \frac{\delta\beta}{\sqrt{\alpha^2 - \beta^2}}, \quad \vartheta = \frac{\sqrt{\delta\sqrt{\alpha^2 - \beta^2}}}{\sqrt{\alpha - \beta}\sqrt{\alpha + \beta}}, \quad \nu = (\delta\sqrt{\alpha^2 - \beta^2})^{-1}. \quad (2.37)$$

IG funkce hustoty může být následně přepsána takto:

$$f_{IG}(x; \delta, \alpha, \beta) = \frac{\delta}{\sqrt{2\pi}} \exp(\delta\sqrt{\alpha^2 - \beta^2}) x^{-\frac{3}{2}} \exp\left(-\frac{1}{2}(\delta^2 x^{-1} + (\alpha^2 - \beta^2)x)\right). \quad (2.38)$$

Cenu aktiva v rizikově neutrálním prostředí můžeme tedy definovat následovně:

$$S_t = S_0 \exp(rt + \theta I_t + \vartheta \sqrt{I_t} \varepsilon - \omega t), \quad (2.39)$$

kde $\omega = (1 - \sqrt{1 - 2\theta\nu - \vartheta^2\nu})\nu$.

Také NIG model umožňuje modelovat vyšší momenty výnosů finančních aktiv. Pomocí definice na bázi subordinátoru získáme $NIG(I(t; \nu); \theta, \vartheta)$ dle (2.35) takto:

$$NIG_t = \theta(I_t - t) + \vartheta Z(I_t) = \theta(I_t - t) + \vartheta \sqrt{I_t} \varepsilon. \quad (2.40)$$

2.9.3. Metoda Monte Carlo na bázi VG a NIG modelu

Lze říci, že geometrický Brownův pohyb představuje klasický prvek ve skladbě modelů vývoje finančních aktiv. Ovšem s postupem času a nesporným vývojem finančních trhů geometrický Brownův pohyb, který vychází z normálního pravděpodobnostního rozdělení výnosů, přestává vyhovovat. Což vedlo k vytvoření nových modelů patřící do skupiny Lévyho procesy, které jsou schopny modelovat i vyšší momenty pravděpodobnostního rozdělení výnosů, a to šikmost a špičatost. Blíže bude popsán variance gamma model a normal inverse Gaussian model.

Postup simulace Monte Carlo na bázi VG a NIG modelu je následující. V První fázi je proveden výpočet střední hodnoty, rozptylu, směrodatné odchylky, šikmosti a špičatosti jednotlivých výnosů finančního nástroje. Druhou fází je provedení odhadu parametrů θ, ϑ, ν např. metodou nejmenších čtverců, přičemž jsou známy rovnice pro vypočtené statistiky (viz tab. 2.2).

Tabulka 2.2 Základní momenty pro modely VG a NIG

Model	VG	NIG
Parametr	$VG(g(t; \nu); \theta, \vartheta)$	$NIG(I(t; \nu); \theta, \vartheta)$
Střední hodnota	θ	θ
Rozptyl	$\vartheta^2 + \nu\theta^2$	$\vartheta^2 + \nu\theta^2$
Šikmost	$\frac{\theta\nu(3\nu^2 + 2\nu\theta^2)}{(\nu^2 + \nu\theta^2)^{\frac{3}{2}}}$	$3\theta\nu(\vartheta^2 + \nu\theta^2)^{-\frac{1}{2}}$
špičatost	$3\left(1 + 2\nu - \frac{\nu\vartheta^4}{(\vartheta^2 + \nu\theta^2)^2}\right)$	$3\frac{\theta^2\nu(1 + 5\nu) + \vartheta^2(1 + \nu)}{\vartheta^2 + \nu\theta^2}$

Zdroj: Tichý (2011)

Následně je provedena simulace normovaného normálního rozdělení $N(0,1)$.

V rámci VG modelu je provedena simulace gamma rozdělení $g_t \in G\left[\frac{1}{\nu}, \nu\right]$, která se vyznačuje odhadnutým parametrem ν popisující špičatost. Další fází je dosažení

odhadnutých parametrů a simulovaných rozdělení do VG procesu, který má tvar (Cielepová, 2011):

$$VG = \theta(g_t - 1) + \vartheta\sqrt{g_t}\varepsilon + \mu \quad (2.41)$$

přičemž $g_t \in G\left[\frac{1}{v}, v\right]$ má gamma rozdělení a $\varepsilon \in N(0,1)$ je náhodná proměnná normovaného normálního rozdělení.

V rámci NIG modelu je provedena simulace inverzní Gaussova rozdělení, kdy pracujeme s $I_t \in IG\left[1, \frac{1}{v}\right]$. Zde také dosadíme do NIG procesu:

$$NIG = \theta(I_t - 1) + \vartheta\sqrt{I_t}\varepsilon + \mu. \quad (2.42)$$

A v současné chvíli již je možné přejít k odhadu modelu VaR, který je získán jako minusový kvantil na zvolené hladině významnosti.

3. Popis metodologie ověřování odhadu míry rizika

V předešlé kapitole byly charakterizovány jednotlivá finanční rizika a přiblížena problematika Value at Risk. Nutno však podotknout, že jednotlivé modely pro odhad VaR jsou přínosné pouze za předpokladu, že předpovídají budoucí výskyt rizik přesně. Aby bylo možné posoudit kvalitu jednotlivých odhadů, jsou VaR modely zpětně testovány různými metodami. Zpětné testování neboli backtesting představuje proces ověřování přesnosti modelů VaR porovnáním výsledků VaR se skutečně dosaženými výsledky. Testování modelu je založeno na sledování skutečných jednodenních ztrát, které převyšují předpokládané ztráty.

Samotné zpětné testování je upraveno i ve vyhlášce České národní banky č. 123/2007 Sb., o pravidlech obezřetného podnikání bank, spořitelních a úvěrních družstev a obchodníků s cennými papíry a souvisí s možností bank využívat vlastní VaR modely při výpočtu kapitálového požadavku k tržnímu riziku. Vlastní VaR modely mohou být využity pouze po předchozím udělení souhlasu oprávněného orgánu dohledu a za splnění různých požadavků, mezi které např. patří provádění denního zpětného testování VaR modelu (viz vyhláška č. 123/2007 Sb.).

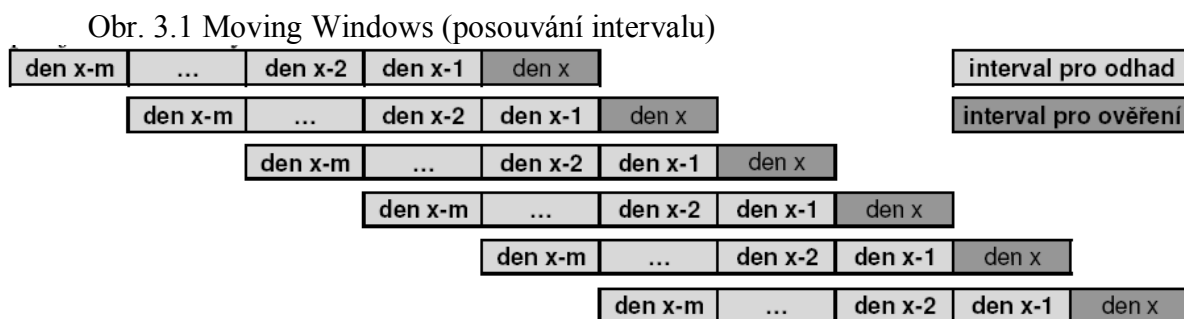
V rámci této kapitoly se tedy zaměříme na možné způsoby zpětného testování VaR. Nejdříve bude nastíněno, jak zpětné testování teoreticky probíhá a následně budou testy ověřování odhadu VaR rozděleny do dvou kategorií, kterými jsou testy nepodmíněného pokrytí a testy podmíněného pokrytí.

3.1. Postup zpětného testování

Kvalita odhadu VaR se ověřuje na minulých datech. Představme si, že máme model, který odhaduje VaR pro interval jednoho dne na určité hladině spolehlivosti α , pak při zpětném testování postupujeme následovně. Pro jednotlivé dny porovnáme hodnotu VaR stanovenou modelem na základě informací známých předchozí den k uvažovanému dni a sledovanou ztrátu uvažovaného dne. Výjimkami jsou pak označené dny, ve kterých skutečná pozorovaná ztráta přesáhla hodnotu VaR. Pokud jsou výjimky objeveny v přibližně $1 - \alpha$ procentech případů, pak model odhaduje hodnotu VaR správně. Jestliže je zaznamenán větší počet výjimek, potom model riziko podhodnocuje a v případě nižšího počtu výjimek je riziko modelem nadhodnoceno.

Uvažujeme-li výpočet hodnoty VaR pro den x , pak pro odhad modelu použijeme časové řady odpovídající intervalu $x - m$ až $x - 1$, přičemž m je vybraná délka časové řady

sloužící k odhadu, následně určíme hodnotu VaR a tuto hodnotu porovnáme se skutečnou ztrátou zaznamenanou dne x . Tento postup opakujeme i pro další dny, kdy proměnnou x zvýšíme o jedničku a celkem předpokládáme n pozorování, viz obr. 3.1 (Kresta, 2011).



Zdroj: Kresta (2011)

Tímto postupem tedy ověřujeme, zda pravděpodobnost výskytu výjimek je shodná s hladinou významnosti $(1 - \alpha)$, což je nutno statisticky otestovat. Proto je důležité definovat proměnnou Y_t , která může nabývat hodnoty 1, pokud skutečná ztráta v den t překročí pro tento den odhad $VaR_{\alpha,t}$ (hovoříme o výjimce) a hodnoty 0, pokud skutečná ztráta hodnotu $VaR_{\alpha,t}$ nepřekročí (Kresta, 2011).

3.2. Testy nepodmíněného pokrytí

Zpětné testování představuje statistický postup, přičemž skutečné zisky a ztráty jsou systematicky srovnávány s příslušnými VaR odhady. Uveďme si příklad, pokud je denní odhad VaR počítán pro 99% interval spolehlivosti, pak předpokládáme, že výjimka odhadu může v průměru nastat pouze jednou za sto dní. V rámci zpětného testování statisticky zkoumáme, zda frekvence výjimek během určitého časového intervalu je v souladu se zvolenou hladinou spolehlivosti. Tyto typy zkoušek jsou označovány jako testy nepodmíněného pokrytí. Ovšem správně nastaveny VaR modely nejenže předpovídají správné množství výjimek, ale výjimky také musí být rovnoměrně rozloženy v čase, tzn. jsou navzájem nezávislé. Shlukování výjimek by naznačovalo, že model není schopen přesně zachytit změny volatility. Proto se provádí také testy podmíněného pokrytí, které zkoumají i formování, nebo čas výskytu výjimek v datech (Jorion, 2007).

Testy podmíněného pokrytí budou podrobněji probrány v kapitole 3.3.

3.2.1. Základní frekvenční test

Tento zpětný test VaR je založen na přezkoumání, jak často za sledované období překročí ztráty finančních nástrojů odhady VaR. Jde o to spočítat počet VaR výjimek, tzn. počet dní, kdy ztráty přesahují VaR odhady. Pokud je počet výjimek menší než zvolený interval spolehlivosti, pak můžeme říci, že model nadhodnocuje riziko. Naopak příliš mnoho výjimek signalizuje, že model podceňuje riziko extrémních ztrát. Samozřejmě se pouze zřídka kdy stává, že počet pozorovaných výjimek přesně odpovídá předpokládanému počtu výjimek na zvolené hladině spolehlivosti. Proto je nutné analyzovat, zda počet výjimek je přiměřený či nikoli, tj. zda bude model přijat či zamítnut (Nieppola, 2009).

Pokud označíme počet výjimek jako x a celkový počet pozorování jako T , můžeme definovat „*míru selhání*“ jako x/T . V ideálním případě by tato míra měla odrážet vybraný konfidenční interval. Pro příklad, pokud použijeme 99% interval spolehlivosti, pak nulová hypotéza říká, že frekvence ztrát (pravděpodobnost překročení) je rovna $p = (1 - \alpha) = (1 - 0,99) = 1 \%$. A model je kvalitní pokud počet překročení odpovídá očekávanému počtu překročení. Počet výjimek sleduje binomické rozdělení:

$$f(x) = \binom{T}{x} p^x (1 - p)^{T-x}, \quad (3.1)$$

$$\text{kde } \binom{T}{x} = \frac{T!}{(T-x)!x!}.$$

S nárůstem počtu pozorování můžeme binomické rozdělení aproximovat normálním rozdělením následovně:

$$N = \frac{x - Tp}{\sqrt{p(1-p)T}} \sim N(0,1), \quad (3.2)$$

kde Tp je očekávaný počet výjimek a $p(1 - p)T$ je rozptyl výjimek (Jorion, 2007).

3.2.2. Kupiecův nepodmíněný test

Tento Kupiecův test patří k nejznámějším zpětným testům, často je také označován jako POF-test (proportion of failures). Kupiecův test měří, zda počet výjimek je v souladu s intervalem spolehlivosti. Jde o nepodmíněné pokrytí, což představuje pravděpodobnost výskytu selhání oproti předpokládané pravděpodobnosti selhání. POF-test tedy pracuje s počtem pozorování T , počtem výjimek x a intervalem spolehlivosti α (Nieppola, 2009).

Nulová hypotéza Kupiecova testu zní následovně:

$$H_0: p = \hat{p} = \frac{x}{T}, \quad (3.3)$$

kde \hat{p} představuje pozorovanou „míru selhání“ a $p = (1 - \alpha)$ je pravděpodobnost selhání navržená dle intervalu spolehlivosti. Cílem je zjistit, zda se pozorovaná „míra selhání“ $\frac{x}{T}$ výrazně liší od předpokládané pravděpodobnosti selhání. POF-test vychází z testovací statistiky LR (likelihood-ratio), která má následující podobu:

$$LR_{POF} = -2 \ln \left(\frac{(1-p)^{T-x} p^x}{\left[1 - \left(\frac{x}{T}\right)\right]^{T-x} \left(\frac{x}{T}\right)^x} \right), \quad (3.4)$$

LR_{POF} je testovací statistika, která má chí-kvadrát rozdělení (χ^2) s jedním stupněm volnosti. Jestliže hodnota LR_{POF} statistiky přesáhne kritickou hodnotu chí-kvadrát rozdělení, tak bude nulová hypotéza zamítnuta a model bude považován za nesprávný:

$$\chi_{inv}^2 \left(\frac{\alpha}{2}, 1 \right) \leq LR_{POF} \leq \chi_{inv}^2 \left(1 - \frac{\alpha}{2}, 1 \right), \quad (3.5)$$

kde $\chi_{inv}^2(\cdot, df)$ představuje inverzní distribuční funkci χ^2 rozdělení s df stupni volnosti.

3.2.3. Basel traffic light

Zpětné testování dle *Basel traffic light* se provádí na základě porovnání posledních 250 denních VaR odhadů s 99% intervalem spolehlivosti. Přesnost modelu je poté ohodnocena dle počtu výjimek, které se vyskytly během sledovaného období (Haas, 2001). V tab. 3.1 je zachycen postup aplikace Basel traffic light testu, kde F_t je faktor navýšení kapitálového požadavku tržního rizika a x je počet výjimek za 250 obchodních dnů (tedy jeden rok). Výsledky *Basel traffic light* jsou rozčleněny do třech zón: zelená, žlutá a červená.

Tabulka 3.1 Basel traffic light

Počet výjimek	≤ 4	5	6	7	8	9	≥ 10
Scaling Faktor, F_t	3	$3 + 0,2 (x - 4)$					4
Basel Traffic light	Green	Yellow					Red

Zdroj: Haas (2001) a Nieppola (2009)

Zelená zóna - do této kategorie spadají výsledky, při nichž se v modelu nevyskytuje více než čtyři výjimky. Jestli bankovní VaR model generuje pět až devět výjimek, pak spadá do žluté zóny. Žlutá zóna obecně představuje zvýšení multiplikačního faktoru, v závislosti na počtu výjimek. Červená zóna představuje kategorii, do které spadá VaR model, jenž

generuje více jak 10 výjimek. Tato zóna poukazuje již na jasný nedostatek VaR modelu (Nieppola, 2009).

3.2.4. TUFF – Test

Zkratka testu je odvozena z názvu *time until first failure* a tento test měří čas (v), který uběhne, než nastane první výjimka v daném modelu a vychází z podobných předpokladů jako POF – test. Time until first failure test je dalším typem ze zpětných testů, který navrhl Kupiec. Nulová hypotéza pro tento test má tvar:

$$H_0: p = \hat{p} = \frac{1}{v}. \quad (3.6)$$

Testovací statistika se vypočte dle následující vzorce:

$$LR_{TUFF} = -2 \ln \left(\frac{p(1-p)^{v-1}}{\left(\frac{1}{v}\right)\left(1-\frac{1}{v}\right)^{v-1}} \right). \quad (3.7)$$

Testovací statistika LR_{TUFF} , stejně jako statistika LR_{POF} , má chí-kvadrát rozdělení s jedním stupněm volnosti. Pokud hodnota testovací statistiky LR_{TUFF} překročí kritickou hodnotu χ^2 rozdělení pro daný konfidenční interval, model je zamítnut a pokud nepřekročí, je přijat. Nevýhodou tohoto testu je, že TUFF – test má nízkou identifikační schopnost o spolehlivosti VaR modelu. Například, pokud budeme počítat denní VaR s 99% intervalem spolehlivosti a výjimka nastane již sedmý den, model stále nebude odmítnut (Dowd, 1998).

3.3. Testy podmíněného pokrytí

Omezení předešlých testů spočívá v tom, že se zaměřují pouze na počet výjimek generovaných VaR modely, bez ohledu na časové rozdělení výjimek. V tomto ohledu, se střídají období, ve kterých je odhad VaR podhodnocen (a tedy počet výjimek je vysoký) s obdobími, kdy odhad VaR je nadhodnocen (a tedy počet výjimek je nízký). V tomto případě je test nepodmíněný (*unconditional*), jelikož kvalita modelu je nezávislá na jeho schopnosti rychle reagovat na nové tržní podmínky. Pro lepší objasnění rozdílu, uvažujme VaR model s 99% konfidenčním intervalem generující 10 výjimek ve vzorku 1 000 pozorování. Zda jsou výjimky soustředěny během deseti po sobě následujících dní, při nichž došlo k tržnímu šoku, nebo naopak jsou výjimky rozptýleny od sebe navzájem, představuje významný rozdíl. V prvně jmenovaném případě je počet výjimek v souladu s konfidenčním intervalem, avšak

nedostačující z podmíněného (*conditional*) pohledu, jelikož model nesprávně reaguje na nové informace, které jsou k dispozici.

Pokud model může rychle reagovat na nové informace, pak pravděpodobnost výskytu výjimky v den t by měla být nezávislá na jakýchkoli výjimkách, které byly zaznamenány předešlé dny ($t - 1$). Pokud naopak jsou výjimky shlukovány, můžeme očekávat, že pokud jsme zaznamenali výjimku v čase ($t - 1$), pak pravděpodobnost výskytu další výjimky v čase t bude vyšší než předpokládaný průměr. Takové chování je však nežádoucí a není správné, aby se výjimky shlukovaly. Proto byly vytvořeny testy podmíněného pokrytí (Resti a Sironi, 2007).

3.3.1. Christoffersonův podmíněný test

Test zaměřený na hodnocení podmíněného pokrytí VaR modelu byl navržen Christoffersenem v roce 1998. Tento test vychází ze stejné testovací statistiky jako Kupiecův test, avšak rozšiřuje test o další testovací statistiku, která zkoumá nezávislost výjimek mezi sebou. Jinými slovy test přezkoumává, zda pravděpodobnost pozorování výjimky v daný den, je nezávislá na tom, jestli byla nebo nebyla výjimka zaznamenána předchozí den. Za tímto účelem Christoffersen definoval:

- $\pi_{1,1}$ jako pravděpodobnost, že výjimka v čase $t - 1$ bude následovaná další výjimkou v čase t ,
- $\pi_{1,0}$ jako pravděpodobnost, že výjimka v čase $t - 1$ nebude následována další výjimkou v čase t ,
- $\pi_{0,1}$ pravděpodobnost, že se výjimka vyskytne v čase t , aniž by k tomu došlo předchozího dne $t - 1$,
- $\pi_{0,0}$ pravděpodobnost, že se nevyskytne žádná výjimka v čase $t - 1$, ani v čase t .

V tomto bodě testování závislosti výjimek testujeme následující podmínku

$$\pi_{1,1} = \pi_{0,1} = \pi, \quad (3.8)$$

tj., že:

$$\pi_{0,0} = \pi_{1,0} = 1 - \pi. \quad (3.9)$$

Obě rovnice vlastně ukazují totéž, tj. pravděpodobnost, že nastane výjimka či nikoli v čase je závislé na tom, zda došlo k výjimce v čase $t - 1$. Jestliže tyto hypotézy budou

odmítnuty, pak dojdeme k závěru, že pravděpodobnost výjimek závisí na přítomnosti výjimek předchozího dne. V tomto bodě můžeme definovat:

- $n_{1,1}$ počet pozorování, kdy nastaly dvě výjimky hned za sebou,
- $n_{0,1}$ počet pozorování, kdy nenastala výjimka v čase $t - 1$, ale nastala výjimka v čase t ,
- $n_{1,0}$ počet pozorování, kdy nastala výjimka v čase $t - 1$, ale nenastala výjimka v čase t ,
- $n_{0,0}$ počet pozorování, kdy nenastala výjimka v čase $t - 1$, ani v čase t .

Na základě těchto hodnot, lze podmíněné pravděpodobnosti odhadnout prostřednictvím příslušných výběrových frekvencí:

$$\pi_{0,1} = \frac{n_{0,1}}{n_{0,0} + n_{0,1}}, \quad (3.10)$$

$$\pi_{1,1} = \frac{n_{1,1}}{n_{1,0} + n_{1,1}}, \quad (3.11)$$

$$\pi = \frac{n_{0,1} + n_{1,1}}{n_{0,0} + n_{0,1} + n_{1,0} + n_{1,1}}. \quad (3.12)$$

Testovací statistika LR_{ind} pro testování nezávislosti výjimek má následující tvar:

$$LR_{ind} = -2 \ln \left(\frac{(1-\pi)^{n_{0,0} + n_{1,0}} \pi^{n_{0,1} + n_{1,1}}}{(1-\pi_{0,1})^{n_{0,0}} \pi_{0,1}^{n_{0,1}} (1-\pi_{1,1})^{n_{1,0}} \pi_{1,1}^{n_{1,1}}} \right). \quad (3.13)$$

Kombinací statistiky LR_{ind} a testovací statistiky LR_{POF} , získáme společný test, který zkoumá obě vlastnosti VaR modelu, a to správnost počtu výskytu výjimek a nezávislost výjimek, tj. podmíněné pokrytí:

$$LR_{CC} = LR_{POF} + LR_{ind}. \quad (3.14)$$

LR_{CC} má také chí-kvadrát rozdělní, ale v tomto případě se dvěma stupni volnosti, protože test se skládá ze dvou samostatných LR statistik. Je – li hodnota LR_{CC} statistiky nižší než je kritická hodnota χ^2 rozdělení, pak model projde testem. Vyšší hodnoty vedou k odmítnutí modelu (Resti a Sironi, 2007).

3.3.2. Smíšený Kupiecův test

Jak již bylo popsáno u předešlého Christoffersonova testu, tak tento test měří závislost VaR výjimek. Tzn. pokud je model správný, pak VaR výjimka, která nastala dnes, by neměla záviset na tom, zda došlo k výjimce předchozí den. Ovšem Christoffersonův test neměří všechny druhy závislosti, ale měří závislost pouze mezi dvěma výjimkami jdoucími po sobě.

Avšak je možné, že výjimka, která nastala dnes, není závislá na výjimce, která nastala předchozí den, ale je závislá na výjimce, která nastala např. před týdnem. Z toho můžeme usoudit, že Christoffersonův test není plně dostačující k zachycení závislosti mezi výjimkami.

Na základě této myšlenky Haas (2001) navrhl rozšířený test nezávislosti výjimek, přičemž kombinuje myšlenky z Christoffersonova a Kupiecova testu. Haas tedy zavádí Smíšený Kupiecův test, který měří čas mezi výjimkami místo pouhého pozorování, zda dnešní výjimka závisí na výsledku předchozího dne. To znamená, že smíšený Kupiecův test je potenciálně schopen zachytit obecnější formy závislosti.

Idea testu spočívá v tom, že Kupiecův TUFF - test, který měří čas než nastane první výjimka, byl využit k změření času mezi dvěma výjimkami. Testovací statistika pro jednotlivou výjimku má formu:

$$LR_i = -2\ln\left(\frac{p(1-p)^{v_i-1}}{\left(\frac{1}{v_i}\right)\left(1-\frac{1}{v_i}\right)^{v_i-1}}\right), \quad (3.15)$$

kde v_i je čas, který uplynul mezi výjimkami i a $i - 1$.

Testovací statistiku rozšířeného testu nezávislosti pro n výjimek lze zapsat takto:

$$LR_{ind2} = \sum_{i=2}^n \left[-2\ln\left(\frac{p(1-p)^{v_i-1}}{\left(\frac{1}{v_i}\right)\left(1-\frac{1}{v_i}\right)^{v_i-1}}\right) \right] - 2\ln\left(\frac{p(1-p)^{v-1}}{\left(\frac{1}{v}\right)\left(1-\frac{1}{v}\right)^{v-1}}\right), \quad (3.16)$$

testovací statistika má χ^2 rozdělení s n stupni volnosti.

Podobně jako Christoffersonův test, je smíšený Kupiecův test kombinován s POF testem a testovací statistika tohoto smíšeného testu má tvar:

$$LR_{mix} = LR_{POF} + LR_{ind2}. \quad (3.17)$$

LR_{mix} statistika má také chí-kvadrát rozdělení s $n + 1$ stupni volnosti. Stejně jako pro ostatní testy platí, že testovací statistika je porovnána s kritickou hodnotou chí-kvadrát rozdělení. Pokud je statistika nižší, je model přijat, pokud ne, je zamítnut (Haas, 2001).

4. Aplikace vybraných modelů a jejich posouzení

V druhé kapitole byla charakterizována jednotlivá finanční rizika a také byla teoreticky vymezena metoda Value at Risk. Jak již bylo řečeno, VaR patří k využívané metodologii, která na zvolené hladině spolehlivosti vyjadřuje maximální možnou ztrátu, jenž může nastat u sledovaného finančního nástroje. V našem případě sledovaným finančním nástrojem jsou měnové kurzy. Zkoumanými měnami jsou měny východní a jihovýchodní Asie, které budou podrobněji přiblíženy v kapitole 4.1.

Při výpočtu hodnoty Value at Risk se vychází z historických dat, přičemž nezbytnou nutností je kvalitně sestavený model pro pravděpodobnostní rozdělení výnosů finančního nástroje. Pro modelování výnosů finančních aktiv se často využívá normální rozdělení pravděpodobnosti. Ovšem nutné je podotknout, že normální rozdělení výnosu přestává vyhovovat, jelikož skutečné výnosy finančních aktiv se dle empirických pozorování odlišují od normálního pravděpodobnostního rozdělení. Empirické pravděpodobnostní rozdělení výnosů finančních aktiv má totiž oproti normálnímu rozdělení nenulovou šikmost a vyšší špičatost¹. Reakcí na tuto skutečnost bylo vytvoření nových modelů, které jsou přizpůsobeny k modelaci i vyšších momentů pravděpodobnostního rozdělení výnosů. Mezi takovéto vhodné modely patří již v teoretické části zmíněné *variance gamma* (VG) model a *normal inverse Gaussian* (NIG) model. VG model je řízen gama procesem z gama rozdělení $G[a, b]$ a NIG model je dán inverzním Gaussovým procesem na základě inverzního rozdělení pravděpodobnosti $IG[a, b]$.

Odhad VaR bude tedy v praktické části nasimulován na bázi normálního rozdělení, a aby bylo možné modelovat také špičatost a šikmost, bude odhad VaR nasimulován také na bázi pokročilejších modelů, a to variance gamma rozdělení a normálního inverzního Gaussova rozdělení.

Cílem praktické části následně bude otestovat vybrané modely pro odhad hodnoty VaR na 1% hladině významnosti a zhodnotit, který z modelů na základě zpětného testování dosahuje nejlepších výsledků. 1% hladina významnosti, jinými slovy 99% hladina spolehlivosti byla zvolena, protože patří k obecně akceptovatelné hladině spolehlivosti, která je doporučována i dle zmíněné vyhlášky ČNB č. 123/2007, Sb. Přesnost zvolených modelů bude ověřena prostřednictvím zpětných testů uvedených ve 3. kapitole. Kvalita odhadu VaR dle vybraných modelů bude posuzována jak z hlediska překročení hodnoty VaR, tak z hlediska shlukování těchto překročení.

¹ Viz Fama (1965) nebo Kresta (2011)

Postup ověření odhadu VaR bude následující, zpočátku budou charakterizována vstupní data a stanoveny vstupní parametry potřebné k výpočtu VaR prostřednictvím simulace Monte Carlo. Odhad VaR bude proveden dle vybraných modelů a následně bude uskutečněno jejich posouzení za pomoci zpětného testování na historických časových řadách. Výpočty jsou realizovány v matematickém programu Wolfram Mathematica 9.

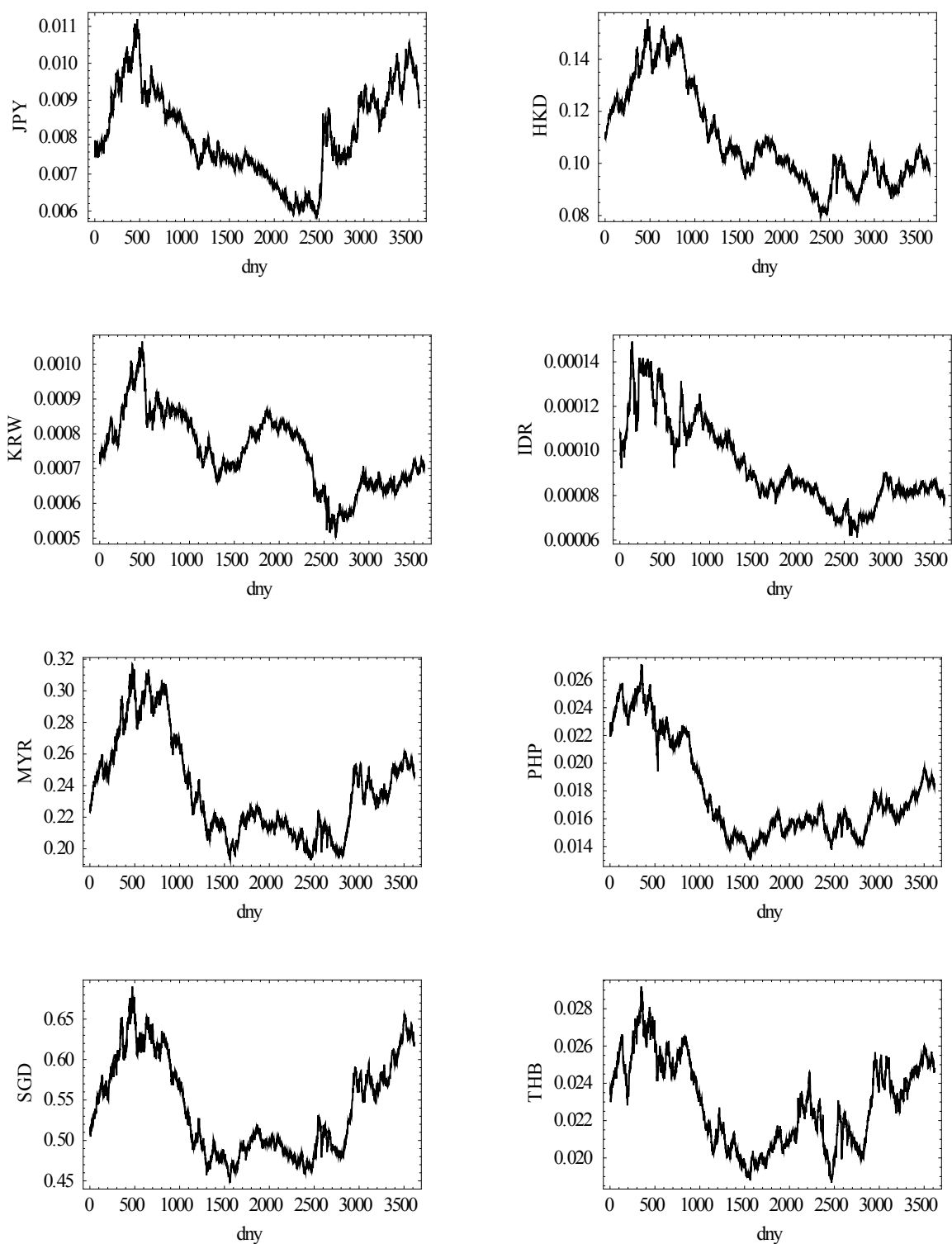
4.1. Vstupní data

Data použita v této práci jsou především získána z Evropského statistického úřadu, tedy Eurostatu. Odhad hodnoty VaR vybraných modelů bude zpětně testován pro měny východní a jihovýchodní Asie. Přičemž mezi osm vybraných měn patří japonský jen (JPY), hongkongský dolar (HKD), jihokorejský won (KRW), indonéska rupie (IDR), malajsijský ringgit (MYR), filipínské peso (PHP), singapurský dolar (SGD) a thajský baht (THB). Jmenované měny byly vybrány, protože z vybrané oblasti východní a jihovýchodní Asie patří k nejvíce obchodovaným na světových trzích. Z oficiálních stránek Eurostatu byla získána data měn s denní periodicitou. Data byla sesbírána za období od 4. 1. 1999 až 31. 12. 2012, což činí 3618 dat, vztahující se k vývoji kurzu jednotlivých zmíněných měn vzhledem k euru. Celkem bylo tedy sesbíráno 28 944 dat. Počátek sledovaného období, začátek roku 1999, byl zvolen proto, jelikož od 1. 1. 1999 se začalo oficiálně platit eurem v devizové (elektronické) podobě (ve valutové podobě bylo euro do oběhu zavedeno k 1. 1. 2002).

JPY – japonský jen

První vybranou měnou je japonský jen, který byl uveden do oběhu roku 1872. Japonský jen byl vybrán, jelikož z asijských měn patří k nejvíce obchodovaným. Celosvětově je jen třetí nejvíce obchodovanou měnou. Tato měna je hojně využívána, i jako bankovní rezerva, společně s dolarem a eurem. Graf 4.1, ve kterém je zachycen vývoj všech zkoumaných měn, poukazuje také na vývoj JPY vzhledem k euru (graf JPY). Je patrné, že japonská měna měla zpočátku období posilující tendence, avšak měna byla nejvíce oslabena v období před finanční krizí tedy okolo roku 2007. V roce 2007 bylo možné získat za jeden jen v průměru 0,006205234 eura. Závěrem roku 2008 se opět začíná projevovat apreciační trend. Silný jen na konci sledovaného období negativně ovlivnil japonský vývoz, který oslabil, což mělo vliv i na průmyslovou produkci.

Graf 4.1 – Vývoj vybraných měnových kurzů



Zdroj: Vlastní zpracování, Wolfram Mathematica

Pro provedení odhadu VaR je nutné získat spojité výnosy ze vstupních dat a jejich základní parametry pro daný interval. Intervaly klouzavých průměrů používané v této práci mají délku 50, 100, 250, 500 a 1000 dní. Byly zvoleny jak kratší intervaly 50 dní, což

představuje 2 měsíce, tak intervaly delší až 1000 dní, tedy 4 roky. Pro simulaci náhodného vývoje vybraných měnových kurzů je zapotřebí získat střední hodnoty výnosů, rozptyly, směrodatné odchylky, špičatost a šikmost.

Parametry časových řad vybraných měnových kurzů byly vypočteny prostřednictvím matematického programu Wolfram Mathematica 9 a jejich matematické vzorce jsou uvedeny v kapitole 2.7.

Tabulka 4.1 Vstupní parametry JPY

	Střední hodnota	Směrodatná odchylka	Šikmost	Špičatost
JPY	0,000045	0,008011	0,217409	6,591010

Zdroj: Vlastní zpracování, Wolfram Mathematica

V tab. 4.1 jsou zaznamenány základní parametry vztahující se k výnosům japonskému jenu, je zde zaznamenána střední hodnota (2.4), směrodatná odchylka (2.6), šikmost (2.7) a špičatost (2.8). Jak již bylo v teoretické části popsáno, tak šikmost neboli třetí centrální moment vypovídá o asymetričnosti rozložení dat kolem střední hodnoty. Pokud šikmost dosahuje kladných hodnot, pak se jedná o pozitivní šikmost a hodnoty jsou vychýleny vpravo. Můžeme tedy říci, že v případě JPY jsou data vychýlena vpravo, což znamená, že odlehlejší hodnoty se nacházejí vpravo od průměru. Špičatost, která poukazuje na relativní strmost dat, dosahuje v případě výnosů JPY kladné hodnoty, což vypovídá o tom, že křivka hustoty pro JPY je špičatější než u normálního rozdělení.

HKD – hongkongský dolar

HKD je měnou Hongkongu, což je zvláštní čínská správní oblast. Hongkong se vyznačuje velmi otevřenou ekonomikou, jehož vývozní a dovozní režim je velmi liberální. Měna Hongkongu patří na světových finančních trzích mezi desítku nejčastěji obchodovaných. Jeden hongkongský dolar je složen ze 100 centů.

Z grafu 4.1 HKD je zřejmé, že HKD během sledovaného období byl nejsilnější v prvních třech letech, kdy za jeden HKD jsme obdrželi až 0,155373596 eura. Od roku 2002 začíná HKD oslabovat, přičemž nejsilnější oslabení bylo zaznamenáno 15. 7. 2008, kdy za jeden HKD jsme obdrželi 0,080191176 eura.

Tabulka 4.2 Vstupní parametry HKD

	Střední hodnota	Směrodatná odchylka	Šikmost	Špičatost
HKD	-0,000031	0,006539	-0,046573	5,510070

Zdroj: Vlastní zpracování, Wolfram Mathematica

Dle parametru šikmosti jsou výnosy HKD negativně zešikmené, tedy zešikmené vlevo, což znamená, že odlehlejší hodnoty se nacházejí vlevo od průměru. Špičatost je kladná, a to vypovídá o tom, že data jsou špičatější než u normálního rozdělení (viz tab. 4.2).

KRW – jihokorejský won

Won je měnou jižní Koreje a jeden won se skládá ze 100 jeonů. Korejská republika se vyznačuje silnou závislostí na exportu a její měna patří mezi 15 nejčastěji obchodovaných. Vývoj jihokorejského wonu (graf 4.1 KRW) se od předešlých popisovaných měn, mírně odlišuje. Opět se dá říci, že nejsilnější období této měny je pozorováno na začátku zkoumaného období a nejslabší v období finanční krize. Avšak rozdílnost je spatřována v tom, že won v období 2005 – 2006 opět posiloval.

Tabulka 4.3 Vstupní parametry KRW

	Střední hodnota	Směrodatná odchylka	Šikmost	Špičatost
KRW	-0,000002	0,008126	-0,160046	12,573800

Zdroj: Vlastní zpracování, Wolfram Mathematica

Z tab. 4.3 je patrné, že KRW má negativní zešikmení, což znamená, že odlehlejší hodnoty se nacházejí vlevo od průměru. Špičatost je pozitivní, tzn. soubor je špičatější než v případě normálního rozdělení.

IDR – indonéská rupie

Rupie je opět platidlem jihovýchodní Asie, přesněji je to měna Indonésie. Zahraniční obchod Indonésie je charakteristický aktivní obchodní bilancí, přičemž export je hnacím motorem ekonomiky. Na druhé straně je Indonésie dle WTO třetím nejvíce protekcionistickým trhem na světě po Argentině a Rusku.

IDR má ze zkoumaných měn nejnižší hodnotu vůči euru. Dá se říci, že IDR vykazuje stejný trend jako HKD, což je patrné z grafu 4.1 IDR. Indonéská rupie byla nejsilnější na počátku sledovaného období, přesněji dne 12. 7. 1999 a naopak nejslabší dne 19. 3. 2009. Po tomto datu začíná IDR mírně posilovat.

Co se týče vstupních parametrů IDR, zachycených v tab. 4.4, je zřejmé, že výnosy IDR jsou pozitivně zešikmené a špičatost je poměrně vysoká, druhá nejvyšší ze zkoumaného souboru. Můžeme tedy říci je křivka hustoty IDR je špičatější, než v případě normálního rozdělení.

Tabulka 4.4 Vstupní parametry IDR

	Střední hodnota	Směrodatná odchylka	Šikmost	Špičatost
IDR	-0,000083	0,010188	0,178029	14,243500

Zdroj: Vlastní zpracování, Wolfram Mathematica

MYR – malajsijský ringgit

Význam slova ringgit v překladu z malajštiny znamená dolar a jedná se o oficiální platidlo Malajsie. Pro Malajsii je charakteristická relativně otevřená ekonomika.

Ringgit se ze zkoumaných měn vyznačuje druhým nejsilnějším kurzem vůči euru, což je patrné i z grafu 4.1 MYR. Nejsilnější období vykazuje ringgit v roce 2000, kdy za jeden ringgit jsme obdrželi až 0,316947 eura. Poté opět následuje oslabení, které se nejvíce projevilo v roce 2008.

Tabulka 4.5 Vstupní parametry MYR

	Střední hodnota	Směrodatná odchylka	Šikmost	Špičatost
MYR	0,000029	0,006137	-0,086438	5,411800

Zdroj: Vlastní zpracování, Wolfram Mathematica

Z tab. 4.5 je patrné, že výnosy MYR vykazují negativní šikmost a pozitivní špičatost.

PHP – filipínské peso

Peso je oficiálním platidlem Filipín, což je asijský ostrovní stát. Jedno peso se skládá ze 100 centimos. Tuto měnu si Filipíny zachovaly z dob, kdy patřily pod španělskou koloniální říši. Samotný zahraniční obchod Filipín se vyznačuje aktivní obchodní bilancí, přičemž země se snaží o co největší liberalizaci dovozu.

Peso své nejsilnější období vykazuje v roce 2000, přesněji 3. 5. 2000, kdy za jedno peso obdržíme 0,0271473 eura (graf 4.1 PHP). Naopak nejslabší bylo v roce 2004, což je rozdíl oproti výše popisovaným měnám, jelikož ty všechny vykazovaly nejnižší kurz v období krize.

Tabulka 4.6 Vstupní parametry PHP

	Střední hodnota	Směrodatná odchylka	Šikmost	Špičatost
PHP	-0,000048	0,007367	2,095780	44,679600

Zdroj: Vlastní zpracování, Wolfram Mathematica

PHP má pozitivní zešikmení a nejvyšší špičatost ze všech sledovaných dat, což vypovídá o tom, že více hodnot je soustředěno kolem střední hodnoty než v případě normálního rozdělení (tab. 4.6).

SGD – singapurský dolar

SGD je oficiální měna Singapuru a jedná setina singapurského dolaru je označována jako cent. Ekonomika Singapuru je velmi otevřená, vyznačující se aktivní obchodní bilancí. SGD má ze sledovaných měn nejsilnější kurz vůči euru.

Měna Singapuru má téměř identický vývoj jako měna Filipín, nejsilnější byla v roce 2000 a naopak nejslabší také v roce 2004. Avšak po vlně krize započaté v roce 2008, byl apretační vzestup této měny výrazný a v roce 2012 se téměř dotáhla na své nejsilnější období (graf 4.1 SGD). Parametry SGD jsou zachyceny v tab. 4.7.

Tabulka 4.7 Vstupní parametry SGD

	Střední hodnota	Směrodatná odchylka	Šikmost	Špičatost
SGD	0,000054	0,005461	-0,228181	5,919060

Zdroj: Vlastní zpracování, Wolfram Mathematica

THB – thajský baht

Baht je oficiálním platidlem Thajska. Thajský baht se skládá ze 100 satangů. Touto měnou se začalo poprvé platit v roce 1928. Samotný zahraniční obchod Thajska je do značné míry liberalizován, avšak domácí trh je chráněn relativně vysokými cly.

I poslední měna vykazuje podobné charakteristiky jako předešlé měny (graf 4.1 THB), tedy nejsilnější období vykazuje na počátku sledování, tedy v roce 2000 a naopak nejslabší v období krize v roce 2008, kdy kurz klesl na nejnižší úroveň a tedy za jeden baht bylo směněno 0,018679 Eura. Parametry THB jsou uvedeny v tab. 4.8.

Tabulka 4.8 Vstupní parametry THB

	Střední hodnota	Směrodatná odchylka	Šikmost	Špičatost
THB	0,000016	0,006813	-0,164885	5,928280

Zdroj: Vlastní zpracování, Wolfram Mathematica

Shrnutí dat

Nyní bude provedeno shrnutí jednotlivých parametrů spojitých výnosů měn za sledované období, grafický vývoj výnosů měnových kurzů je zachycen v příloze 1.

Je zřejmé, že střední hodnota se pohybuje v rozmezí – 0,000083 (IDR) a 0,000054 (SGD). Můžeme tedy vidět, že euro v průměru lehce oslabilo vzhledem k JPY, MYR, SGD a THB. Na druhé straně posílilo vůči HKD, KRW, IDR a PHP.

Co se týče směrodatné odchylky, pak nejstabilnější se jeví SGD (0,005461), naopak relativně nejvyšší volatilita byla zachycena u měny indonéské rupie (IDR). Ovšem rozdíly volatility výnosů pozorovaných měn jsou malé.

V případě parametru šikmosti lze u všech časových řád pozorovat nenulovou hodnotu. Šikmost výnosů jednotlivých měn je buď pozitivní, mírně pozitivní nebo mírně negativní. Kladnou šikmostí se vyznačují spojitě výnosy měn JPY, IDR a PHP, což podává informaci o tom, že spojitě výnosy jsou zešikmeny doprava. Časové řady JPY, IDR a PHP dosahují tedy poměrně hodně malých ztrát a výnosy jsou v tomto případě vysoké. Zešikmení doleva (negativní šikmost) je zaznamenáno u měn HKD, KRW, MYR, SGD a THB, pro ztráty jsou tudíž více pravděpodobné vyšší hodnoty, zatímco zisky jsou spíše menší, ale pravděpodobnější.

Špičatost je ve všech případech pozitivní, což vypovídá o tom, že míra zhuštění kolem střední hodnoty je větší, než v případě normálního rozdělení. V rámci špičatosti vykazuje

většina kurzů vysoké hodnoty. Vhodné je upozornit na špičatost spojitých výnosů PHP, KRW a IDR, která je výrazně vyšší než u normálního rozdělení. Jelikož obecně platí, že čím vyšší špičatost, tím je alespoň jeden konec výrazně těžší než u normálního rozdělení. Extrémní hodnoty, tak mohou nastat s vyšší pravděpodobností.

Při pohledu na koeficienty šikmosti a špičatosti můžeme tedy usoudit, že časové řady spojitých výnosů jednotlivých měn nevykazují vlastnosti normálního rozdělení. Tento fakt by měl vést k lepším výsledkům zpětného testování v rámci VG a NIG modelů.

V této kapitole byly tedy vypočteny jednotlivé parametry, které popisovaly vlastnosti zkoumaných časových řad. Odhad VaR bude za pomoci matematického programu nasimulován dle vybraných modelů, a to na bázi normálního rozdělení, variance gamma rozdělení (VG model) a na bázi normálního inverzního Gaussova rozdělení (NIG model).

Tyto tři modely budou v dalších kapitolách zpětně otestovány, aby bylo možné posoudit, zda jsou přínosné a předpovídají výskyt budoucích rizik přesně. V následující části budou tedy aplikovány zpětné testy, které vyhodnotí kvalitu odhadu VaR dle vybraných modelů jak z hlediska překročení hodnoty VaR (testy nepodmíněného pokrytí), tak z hlediska shlukování těchto překročení (testy podmíněného pokrytí).

4.2. Zpětné testování odhadu VaR – normální rozdělení

Nyní bude provedeno ověření odhadu VaR v rámci prvního modelu na bázi *normálního rozdělení* za pomoci vybraných zpětných testů a postupu charakterizovaného v kapitole 3. Pomocí matematického programu Mathematica 9 byla provedena simulace Monte Carlo vývoje vybraných měn pro 100 000 scénářů a stanovena hodnota VaR na 1% hladině významnosti v rámci normálního rozdělení. Simulace Monte Carlo byla nastavena tak, aby porovnávání bylo započato vždy od stejného okamžiku pro vybrané intervaly. Zvolené intervaly klouzavých průměrů pro odhad VaR mají následující délku 50, 100, 250, 500 a 1000 dní. Následně dojde k porovnání odhadu VaR s historickými daty, kdy podle postupu popsaného v kapitole 3.1 jsou vypočteným hodnotám VaR přiřazeny jedničky (skutečná ztráta překročí odhadnutou hodnotu VaR – výjimka), nebo nuly (skutečná ztráta hodnotu VaR nepřekročí). Provedením tohoto postupu získáme posloupnost nul a jedniček a můžeme přistoupit k aplikaci jednotlivých zpětných testů. Aplikace zpětného testování je prováděna na hladině významnosti 1 %. Dosáhnou-li testovací statistiky vybraných testů významnosti větší než 0,01, potom bude model pro odhad VaR vyhodnocen jako statisticky významný na hladině významnosti 1 %.

V této části bude tedy provedeno ověření odhadu VaR na bázi normálního rozdělení, přičemž bude testováno všech osm měn. Získané výsledky jednotlivých testů budou zaneseny do tabulek, okomentovány a porovnány.

4.2.1. Japonský jen (JPY)

První sledovanou měnou je japonský jen, na něhož budou postupně aplikovány vybrané zpětné testy. Prvně budou použity testy patřící do skupiny nepodmíněného pokrytí, a to *základní frekvenční test*, *Kupiecův test*, *Basel traffic light*, *TUFF-test* a následně budou provedeny testy spadající do skupiny podmíněného pokrytí, *Christoffersonův podmíněný test* a *smíšený Kupiecův test*.

Základní frekvenční test

Charakteristika základního frekvenčního testu je uvedena v kapitole 3.2. Kde bylo zmíněno, že tento zpětný test přezkoumává, jak často za sledované období ztráty finančních nástrojů překročí odhady VaR. Tento test tedy porovnává skutečný počet výjimek s předpokládaným počtem výjimek. Testovací statistika N je vypočtena dle vzorce (3.2).

Tabulka 4.9 Základní frekvenční test JPY

Měna	Interval	Předpokládaný počet výjimek X_0	Skutečný počet výjimek X	N	Významnost
JPY	50	26	22	-0,817442	0,793162
	100	26	23	-0,620941	0,732681
	250	26	37	2,130060	0,016583
	500	26	49	4,488070	$3,59356 \cdot 10^{-6}$
	1000	26	37	2,130060	0,016583

Zdroj: Vlastní zpracování, Wolfram Mathematica

Nejlepšího výsledku je dosaženo pro délku intervalu 100 dní (tab. 4.9), kdy se předpokládaný počet výjimek nejvíce blížil skutečnému počtu výjimek. Model je významný v intervalech 50, 100, 250 a 1000 dní, jelikož ve zmíněných intervalech byla splněna hladina významnosti 1 %.

Kupiecův nepodmíněný test

Nepodmíněný Kupiecův test počtu výjimek neboli POF-test patří k oboustranným testům a testuje, zda nedošlo k podhodnocení či nadhodnocení rizika tak, že kontroluje, jestli je počet výjimek v souladu s intervalem spolehlivosti. Testovací statistika LR_{POF} je vypočtena dle vztahu (3.4).

Tabulka 4.10 Kupiecův nepodmíněný test JPY

Měna	Interval	LR_{POF}	Významnost
JPY	50	0,706359	0,400655
	100	0,401938	0,526090
	250	4,020230	0,044958
	500	16,025700	0,000062
	1000	4,020230	0,044958

Zdroj: Vlastní zpracování, Wolfram Mathematica

Dle tohoto testu bylo zjištěno, že model je významný pro všechny intervaly (mimo interval 500 dní) na hladině významnosti 1 % (viz tab. 4.10).

Basel traffic light

Jak již bylo v teoretické části napsáno, Basel traffic light rozděluje výsledky zpětného testování do tří zón, a to do zelené, žluté a červené. Výjimky se dle tohoto testu vztahují pouze k posledním 250 dnům (1 rok) při hladině spolehlivosti 99 %. V rámci této práce je prováděno zpětné testování za posledních 14 let, pokud odečteme interval pro odhad VaR, pak je zapotřebí získaný počet výjimek vydělit 10, čímž získáme průměrný počet výjimek za jeden rok, tedy 250 obchodních dní.

Tabulka 4.11 Basel traffic light JPY

Měna	Interval	Zóna	F_t
JPY	50	zelená	3
	100	zelená	3
	250	zelená	3
	500	žlutá	3,18
	1000	zelená	3

Zdroj: Vlastní zpracování, Wolfram Mathematica

Výsledky Basel traffic light hovoří jasně (tab. 4.11), v rámci většiny intervalů výsledky dosáhly zelené zóny, což vypovídá o tom, že model odhadu VaR je kvalitní. Žlutá zóna byla dosažena pro interval klouzavého průměru o délce 500 dní, v tomto případě sice dochází k navýšení faktoru kapitálového požadavku, ale nevede to k odmítnutí modelu.

TUFF-test (Time until first failure)

TUFF-test je dalším Kupiecovým zpětným testem, který měří čas, než nastane první výjimka. Ovšem nutné podotknout, že tento test má nízkou identifikační schopnost týkající se spolehlivosti VaR a spíše je využíván jako doplňkový. Následně se tento test stal východiskem pro *smíšený Kupiecův test*. Testovací statistika LR_{TUFF} vychází ze vzorce (3.7).

Tabulka 4.12 Time until first failure JPY

Měna	Interval	LR_{TUFF}	Významnost
JPY	50	1,496530	0,221206
	100	1,425690	0,232469
	250	0,739403	0,389852
	500	0,412080	0,520915
	1000	0,739403	0,389852

Zdroj: Vlastní zpracování, Wolfram Mathematica

Z tab. 4.12 je patrné, že významnosti ve všech intervalech přesahují úroveň 0,01 a tedy model je statisticky významný na 1% hladině.

Christoffersonův podmíněný test

Christoffersonův podmíněný test, jak již z názvu vyplývá, spadá do druhé kategorie testů, zaměřující se i na závislost výjimek mezi sebou navzájem (podmíněné pokrytí). Tento test tedy přezkoumává nejen to, zda došlo k překročení VaR odhadu, ale také to jestli pozorovaná výjimka v daný den je nezávislá na tom, zda byla či nebyla zaznamenána výjimka předchozí den.

Aplikace Christoffersonova testu se tedy skládá ze dvou částí. Zpočátku je vypočtena testovací statistika LR_{ind} , která ověřuje nezávislost výjimek a je dána vztahem (3.13) a následně je vypočtena statistika LR_{CC} . Testovací statistika LR_{CC} je dána vztahem (3.14) a ověřuje obě vlastnosti VaR modelu, a to správnost počtu výjimek a jejich nezávislost.

Tabulka 4.13 Christoffersonův podmíněný test JPY

Měna	interval	LR_{ind}	Významnost	LR_{CC}	Významnost
JPY	50	-	-	-	-
	100	1,657390	0,197957	2,059320	0,357128
	250	2,530390	0,111672	6,550620	0,037805
	500	0,999949	0,317323	17,025700	0,000201
	1000	5,868370	0,015415	9,888600	0,007124

Zdroj: Vlastní zpracování, Wolfram Mathematica

Při aplikaci Christoffersonova testu na japonský jen bylo dosaženo výsledků zaznamenaných v tab. 4.13. Nejdříve byla získána testovací statistika LR_{ind} , přičemž z tabulky je patrné, že při intervalu 50 dní nebylo dosaženo žádných výsledků. Tento fakt je způsoben tím, že při propočtu hodnot potřebných k provedení Christoffersonova testu, byly mezivýsledky pozorování následující $n_{0,0} = 2571$, $n_{0,1} = 22$, $n_{1,0} = 22$ a $n_{1,1} = 0$. Při propočtech tedy došlo k tomu, že nenastala ani jedna situace, kdy by byly pozorovány dvě výjimky hned za sebou, tedy $n_{1,1}$ bylo rovno nule. Následně během dalších propočtů

podmíněných pravděpodobností (3.10), (3.11), (3.12) se ve vzorci (3.11) objevila v čitateli nula. Proto podmíněná pravděpodobnost $\pi_{1,1}$ byla nahrazena nulou, což vedlo také k nulové testovací statistice LR_{ind} . Závěrem je možno říci, že pro interval o délce 50 dní Christoffersonův podmíněný test JPY nemá vypovídající schopnost, jelikož nenastaly žádné dvě výjimky hned za sebou.

Pro všechny zbývající intervaly je patrné, že test nezávislosti výjimek je statisticky významný a tedy jednotlivé pozorované výjimky mají náhodný charakter. Christoffersonův test vypovídá o tom, že při výpočtu VaR s klouzavými průměry o délce 100 a 250 dní je model významný, a to na 1% hladině významnosti.

Smišený Kupiecův test

Následující zpětný test taktéž patří do skupiny podmíněného pokrytí, ovšem oproti Christeffersonova testu je ještě více důkladný. Christoffersonův test totiž měří závislost mezi výjimkami jdoucími hned po sobě, kdežto smíšený Kupiecův test zkoumá problematiku více do hloubky. Tento test totiž sleduje závislost mezi výjimkami, které nastaly v rozmezí více než dvou dní. Smíšený Kupiecův test zavádí rozšířený test nezávislosti výjimek, který zkoumá závislost mezi výjimkami v rámci více dní. Smíšený Kupiecův test se tedy skládá ze dvou testů, prvním je rozšířený test nezávislosti mezi výjimkami, charakterizovaný statistikou LR_{ind2} (3.16) a druhý je Kupiecův test s testovací statistikou LR_{POF} .

Tabulka 4.14 Smíšený Kupiecův test JPY

Měna	Interval	LR_{ind2}	Významnost	LR_{mix}	Významnost
JPY	50	19,097100	0,578912	19,803400	0,595333
	100	21,416400	0,433778	21,818400	0,470774
	250	71,217900	0,000192	75,238100	0,000091
	500	125,260000	$2,89137 \cdot 10^{-9}$	141,286000	$2,27762 \cdot 10^{-11}$
	1000	97,396100	$2,83639 \cdot 10^{-8}$	101,416000	$1,25224 \cdot 10^{-8}$

Zdroj: Vlastní zpracování, Wolfram Mathematica

Jak z tab. 4.14 vyplývá, tak rozšířený test nezávislosti prokázal, že pouze pro VaR, který byl počítán klouzavým průměrem o délce 50 a 100 dní, je model statisticky významný na hladině 1 %. Ve zbylých intervalech nebyla nezávislost výjimek potvrzena. Pomocí celkového smíšeného Kupiecova testu LR_{mix} (3.17) je odhad VaR vyhodnocen jako statisticky významný na 1% hladině významnosti pro interval o délce 50 a 100 dní.

4.2.2. Hongkongský dolar (HKD)

Následující zkoumanou měnou je Hongkongský dolar. Z důvodu úspory místa, budou v samotném textu práce uvedeny pouze výsledky testů patřící do skupiny podmíněného pokrytí, jelikož mají větší vypovídací schopnost. Výsledky testů nepodmíněného pokrytí vztahující se k normálnímu rozdělení jsou zaznamenány v příloze 2 a testy podmíněného pokrytí v tab. 4.15.

Tabulka 4.15 Testy podmíněného pokrytí – HKD

Měna	Testy	interval	LR_{ind}	Významnost	LR_{cc}	Významnost
HKD	Christoffersonův podmíněný test	50	-	-	-	-
		100	-	-	-	-
		250	0,470109	0,492937	3,198470	0,202051
		500	0,909725	0,340187	18,229000	0,000110
		1000	10,004400	0,001562	14,024600	0,000901
	Smíšený Kupiecův test	Interval	LR_{ind2}	Významnost	LR_{mix}	Významnost
		50	28,825100	0,319096	28,852000	0,368110
		100	42,943900	0,093655	44,612200	0,085426
		250	54,939700	0,009620	57,668100	0,006842
		500	77,000200	0,003758	94,319500	0,000075
		1000	63,380600	0,000783	67,400900	0,000378

Zdroj: Vlastní zpracování, Wolfram Mathematica

V příloze 2 – hongkongský dolar jsou zachyceny výsledky čtyř testů nepodmíněného pokrytí, které byly aplikovány na měnu hongkongský dolar (HKD). Výsledky zpětného testování jsou následující. Základní frekvenční test, porovnávající předpokládaný počet výjimek se skutečným počtem výjimek, vyhodnocuje odhad VaR jako statisticky významný na 1% hladině významnosti pro intervaly 50, 100, 250 a 1000 dní. Skutečný počet výjimek se nejvíce blížil předpokládanému počtu v rámci intervalu 100 dní, kdy rozdíl mezi předpokladem a skutečností byla pouze 1 výjimka. Naopak největší odchylka byla zaznamenána v intervalu 500 dní, kdy předpoklad činil 26 výjimek a skutečnost byla o 24 zaznamenaných výjimek více, tedy 50. V rámci Kupiecova nepodmíněného testu bylo dosaženo stejných výsledků jako v předchozím zmiňovaném testu. Tudíž i dle tohoto testu se jeví model odhadu VaR, který je vypočítán klouzavým průměrem o délce 50, 100, 250 a 1000 dní jako významný, a to na 1% hladině významnosti. Dle Basel traffic light výsledky dosáhly zelené zóny, mimo interval klouzavého průměru o délce 500 dní, tudíž model se jeví dle tohoto zpětného testu jako kvalitní. Posledním zpětným testem ve skupině testů

nepodmíněného pokrytí je TUFF-test měřící dobu než nastane první výjimka. Tento zpětný test hodnotí model jako kvalitní pro všechny délky klouzavých průměrů na hladině významnosti 1 %. Což vypovídá o tom, že k první výjimce nedochází příliš brzy.

I v případě testování hongkongského dolaru došlo k tomu, že Christoffersonův podmíněný test nemá vypovídací schopnost v rámci intervalu 50 a 100 dní (tab. 4.15), jelikož při propočtech opět nebyly zaznamenány dvě výjimky jdoucí po sobě. V rámci testu nezávislosti vyšly výjimky nezávislé v případě intervalu klouzavého průměru o délce 250 a 500 dní. Model je dle Christoffersonova podmíněného testu statisticky významný pouze při výpočtu VaR klouzavým průměrem o délce intervalu 250 dní.

Z tab. 4.15 jsou též patrné výsledky smíšeného Kupiecova testu. Rozšířený test nezávislosti výjimek prokázal nezávislost výjimek v intervalu klouzavého průměru o délce 50 a 100 dní a dle konečné testovací statistiky LR_{mix} byl model VaR vyhodnocen jako významný taktéž v případě klouzavého průměru o délce 50 a 100 dní.

4.2.3. Jihokorejský won (KRW)

Nyní budou zpětné testy aplikovány na jihokorejský won. Prostřednictvím základního frekvenčního testu byl model odhadu VaR vyhodnocen jako významný při intervalu klouzavého průměru 1000 dní. V rámci tohoto odhadu VaR se skutečný počet výjimek lišil od předpokládaného počtu o 10 výjimek. Dle nepodmíněného Kupiecova testu je model považován za významný při výpočtu VaR klouzavým průměrem v intervalu 50 a 1000 dní, a to na 99% hladině spolehlivosti. V rámci Basel traffic light můžeme pozorovat, že při výpočtu VaR klouzavým průměrem o délce 100, 250 a 500 dní bylo dosaženo žluté zóny, což dle pravidel vede ke zvýšení multiplikačního faktoru. V ostatních intervalech byla dosažena zóna zelená. TUFF-test, který je součástí smíšeného Kupiecova testu, vypovídá o významnosti modelu na 1% hladině. Výsledky nepodmíněných testů jsou zapsány v příloze 2 – jihokorejský won.

Dle testů podmíněného pokrytí (tab. 4.16) bylo zjištěno, že pouze při výpočtu VaR klouzavým průměrem o délce 50 dní je model statisticky významný, a to na 1 % hladině významnosti. Nezávislost výjimek v rámci Christoffersonova testu byla potvrzena pro intervaly 50, 100, 250 a 500 dní, v rámci smíšeného Kupiecova testu pro intervaly o délce 50 a 100 dní.

Tabulka 4.16 Testy podmíněného pokrytí – KRW

Měna	Testy	interval	LR_{ind}	Významnost	LR_{cc}	Významnost
KRW	Christoffersonův podmíněný test	50	0,256294	0,612677	5,787810	0,055360
		100	1,413290	0,234512	12,689500	0,001756
		250	0,146830	0,701583	37,735200	$6,39603 \cdot 10^{-9}$
		500	1,360850	0,243391	62,596200	$2,55351 \cdot 10^{-14}$
		1000	26,622100	$2,47404 \cdot 10^{-7}$	29,968200	$3,10808 \cdot 10^{-7}$
	Smíšený Kupiecův test	Interval	LR_{ind2}	Významnost	LR_{mix}	Významnost
		50	43,969700	0,200246	49,501200	0,100191
		100	58,611400	0,045742	69,887600	0,005886
		250	152,581000	$5,18722 \cdot 10^{-10}$	190,170000	$3,44169 \cdot 10^{-15}$
		500	179,303000	$1,52853 \cdot 10^{-11}$	240,538000	0,000000
		1000	95,551500	$2,63197 \cdot 10^{-9}$	98,897600	$1,46741 \cdot 10^{-9}$

Zdroj: Vlastní zpracování, Wolfram Mathematica

4.2.4. Indonéská rupie (IDR)

Výsledky zpětného testování, které byly aplikovány na indonéskou rupii, jsou zachyceny v příloze 2 – indonéská rupie a v tab. 4.17.

Pokud porovnáme počet skutečných výjimek a předpokládaných v rámci jednotlivých intervalů klouzavých průměrů sloužící pro výpočet VaR, pak je patrné, že skutečnost se predikci nejvíce blížila opět v případě intervalu o délce 1000 dní. Model byl vyhodnocen jako významný pouze pro tento interval. I jako v případě HKD vyhodnocuje zpětný Kupiecův nepodmíněný test model VaR jako významný pro klouzavé průměry o délce 50 a 1000 dní, a to na 1% hladině významnosti. Pomocí Basel traffic light byla zaznamenána žlutá zóna v rámci výpočtu VaR, jenž byl počítán klouzavým průměrem o délce 100, 250 a 500 dní. TUFF-test měřící dobu než nastane první výjimka, vyhodnocuje model jako kvalitní na 1% hladině významnosti.

Z tabulky 4.17 je patrné, že Christoffersonův podmíněný test není možné vyhodnotit v případech intervalu klouzavého průměru o délce 50 a 100 dní. Důvod je stejný jako v předešlých případech měn HKD a JPY a to, že během mezipropočtů nebyly ve zkoumaném souboru dat zachyceny dvě výjimky jdoucí po sobě. Nezávislost výjimek je potvrzena v případech klouzavého průměru o délce 250 a 1000 dní. Ovšem celkový výsledek Christoffersonova testu potvrdil významnost modelu na 1% hladině významnosti pouze v rámci intervalu 1000 dní.

Pomocí smíšeného Kupiecova testu, který zkoumá jak závislost výjimek, tak počet výjimek, byl model odhadu VaR vyhodnocen jako významný v případě intervalu klouzavého průměru o délce 50 dní.

Tabulka 4.17 Testy podmíněného pokrytí – IDR

Měna	Testy	interval	LR_{ind}	Významnost	LR_{cc}	Významnost
IDR	Christoffersonův v podmíněný test	50	-	-	-	-
		100	-	-	-	-
		250	5,246290	0,021994	25,274200	$3,24915 \cdot 10^{-6}$
		500	7,314310	0,006841	50,406200	$1,13353 \cdot 10^{-11}$
		1000	6,461630	0,011023	9,190000	0,010102
	Smíšený Kupiecův test	Interval	LR_{ind2}	Významnost	LR_{mix}	Významnost
		50	55,400100	0,026426	60,149300	0,012516
		100	82,019200	0,000311	92,218700	0,000029
		250	107,745000	$1,13724 \cdot 10^{-6}$	127,773000	$3,58641 \cdot 10^{-9}$
		500	150,140000	$6,86926 \cdot 10^{-10}$	193,232000	$6,66134 \cdot 10^{-16}$
		1000	91,616000	$6,66907 \cdot 10^{-8}$	94,818700	$3,9026 \cdot 10^{-8}$

Zdroj: Vlastní zpracování, Wolfram Mathematica

4.2.5. Malajsijský ringgit (MYR)

V této kapitole byly jednotlivé testy zpětného testování aplikovány na malajsijský ringgit. Výsledky testů nepodmíněného pokrytí jsou zaznamenány v příloze 2.

Základní frekvenční test, porovnávající předpokládaný a skutečný počet výjimek, vyhodnotil model VaR jako významný v případech intervalů klouzavého průměru o délce 50 a 1000 dní. V obou intervalech byl skutečný počet výjimek na stejné úrovni, a to 35 výjimek za sledované období. Z výsledku Kupiecova nepodmíněného testu je zřejmé, že model je významný na 1% hladině významnosti při výpočtu VaR klouzavým průměrem v intervalu 50, 100 a 1000 dní. Prostřednictvím Basel traffic light testu byla modelu přiřazena žlutá zóna v intervalu klouzavého průměru o délce 250 a 500 dní, v tomto případě dochází k navýšení kapitálového požadavku. Dle testu Time until first failur je model kvalitní na 1% hladině významnosti.

Tabulka 4.18 Testy podmíněného pokrytí – MYR

Měna	Testy	interval	LR_{ind}	Významnost	LR_{cc}	Významnost
MYR	Christoffersonův podmíněný test	50	-	-	-	-
		100	0,302923	0,582056	5,052090	0,079975
		250	6,017270	0,014167	22,043000	0,000016
		500	5,246290	0,021994	25,274200	$3,24915 \cdot 10^{-6}$
		1000	10,847100	0,000990	13,575400	0,001128
	Smíšený Kupiecův test	Interval	LR_{ind2}	Významnost	LR_{mix}	Významnost
		50	33,364700	0,498584	36,093000	0,417267
		100	43,200500	0,190717	47,949700	0,107268
		250	75,344600	0,002266	91,370300	0,000054
		500	66,743900	0,030581	86,771800	0,000516
		1000	63,434300	0,000347	66,162700	0,000238

Zdroj: Vlastní zpracování, Wolfram Mathematica

I v případě zpětného testování MYR nemá Christoffersonův podmíněný test vypovídací schopnost v rámci intervalu o délce 50 dní, jelikož se nevyskytly dvě po sobě jdoucí výjimky. Nezávislost výjimek byla potvrzena ve třech případech jednotlivých intervalů klouzavých průměru, a to 100, 250 a 500 dní. Celkové výsledky Christoffersonova testu poukazují na významnost modelu pouze při výpočtu VaR klouzavým průměrem o délce 100 dní, a to s 99% hladinou spolehlivosti.

Rozšířený test nezávislosti, který je prováděn v rámci smíšeného Kupiecova testu vyhodnocuje nezávislost výjimek v intervalech 50, 100 a 500 dní. Celkově byla prostřednictvím tohoto testu potvrzena významnost modelu, na 1% hladině významnosti, v případě klouzavého průměru o délce 50 a 100 dní (tab. 4.18).

4.2.6. Filipínské peso (PHP)

Další sledovanou měnou je filipínské peso, opět byly aplikovány testy nepodmíněného pokrytí (příloha 2), kdy prvním testem byl základní frekvenční test, jenž vyhodnotil, že skutečný počet výjimek se nejvíce blížil předpokladu při výpočtu VaR klouzavým průměrem o délce 50 dní. Model byl vyhodnocen jako významný na 1% hladině významnosti v intervalech klouzavého průměru o délce 50, 100 a 1000 dní. Kupiecův nepodmíněný test poukazuje na významnost modelu VaR v intervalech 50, 100, 250 a 1000 dní, a to na hladině významnosti 1 %. V rámci Basel traffic light dosáhl model zelené zóny, mimo interval o délce 500 dní, což v tomto intervalu vede ke zvýšení faktoru kapitálového požadavku. TUFF-test vyhodnocuje model statisticky významný na 1% hladině významnosti.

Tabulka 4.19 Testy podmíněného pokrytí – PHP

Měna	Testy	interval	LR_{ind}	Významnost	LR_{cc}	Významnost
PHP	Christoffersonův podmíněný test	50	3,689980	0,054740	4,543880	0,103112
		100	0,470109	0,492937	3,198470	0,202051
		250	2,210300	0,137092	7,741810	0,020840
		500	2,948010	0,085984	20,267300	0,000040
		1000	3,069810	0,079759	5,238340	0,072863
	Smíšený Kupiecův test	Interval	LR_{ind2}	Významnost	LR_{mix}	Významnost
		50	28,952400	0,414948	29,806300	0,423722
		100	48,014000	0,044181	50,742400	0,032381
		250	60,991300	0,005756	66,522800	0,002056
		500	89,119200	0,000142	106,438000	$1,67429 \cdot 10^{-6}$
		1000	68,859900	0,000108	71,028400	0,000087

Zdroj: Vlastní zpracování, Wolfram Mathematica

V tab. 4.19 jsou zachyceny testy podmíněného pokrytí zkoumající závislost mezi výjimkami, prostřednictvím testu nezávislosti a rozšířeného testu nezávislosti. Christoffersonův test vypovídá o stejném výsledku jako Kupiecův nepodmíněný test. A smíšený Kupiecův test vyhodnocuje model jako významný na 1% hladině v případech intervalů klouzavého průměru o délce 50 a 100 dní.

4.2.7. Singapurský dolar (SGD)

V příloze 2 jsou zachyceny informace o zpětných testech nepodmíněného pokrytí, které byly aplikovány na singapurský dolar. Základní frekvenční test vyhodnocuje model VaR jako významný v případech intervalů klouzavého průměru o délce 50 a 1000 dní. Kupiecův neboli POF-test, zkoumající zda je počet výjimek v souladu s intervalem spolehlivosti, vypovídá o významnosti modelu v intervalech o délce 50, 100 a 1000 dní. Zelená zóna byla testem Basel traffic light dosažena v intervalech 50, 100 a 1000 dní, v ostatních případech byla zaznamenána žlutá zóna, což nevede k jednoznačnému odmítnutí modelu. Zpětný test time until first failure, který je základním východiskem pro smíšený Kupiecův test vyhodnocuje model jako statisticky významný na 1% hladině.

Testy podmíněného pokrytí, jejichž výsledky jsou zaneseny do tab. 4.20 vypovídají o následujících skutečnostech. Test nezávislosti výjimek, který je prováděn v rámci Christoffersonova testu, vyhodnocuje výjimky jako nezávislé ve všech případech, mimo

intervalu o délce 1000 dní. Celkový výsledek Christoffersonova testu zhodnotil model VaR jako významný v případě intervalu klouzavého průměru o délce 50 a 100 dní.

Rozšířený test nezávislosti výjimek, který je součástí smíšeného Kupiecova testu, zkoumá závislost výjimek v rámci více dní. Výsledky tohoto testu vypovídají o nezávislosti výjimek v rámci intervalu klouzavého průměru o délce 50 a 100 dní. Celkový smíšený Kupiecův test potvrdil výsledky předešlého testu, a to statistikou významnost modelu na 1% hladině významnosti pro interval klouzavého průměru o délce 50 a 100 dní.

Tabulka 4.20 Testy podmíněného pokrytí – SGD

Měna	Testy	interval	LR_{ind}	Významnost	LR_{cc}	Významnost
SGD	Christoffersonův podmíněný test	50	0,409668	0,522138	3,755800	0,152911
		100	0,256294	0,612677	5,787810	0,055360
		250	0,007368	0,931597	16,033100	0,000330
		500	6,378580	0,011551	37,086900	$8,84479 \cdot 10^{-9}$
		1000	15,867700	0,000068	18,596000	0,000092
	Smíšený Kupiecův test	Interval	LR_{ind2}	Významnost	LR_{mix}	Významnost
		50	43,647900	0,124280	46,994000	0,084710
		100	48,060800	0,105275	53,592300	0,048061
		250	84,448800	0,000658	100,475000	0,000014
		500	88,973600	0,001441	119,682000	$7,02107 \cdot 10^{-10}$
		1000	62,931800	0,000263	65,660200	0,000180

Zdroj: Vlastní zpracování, Wolfram Mathematica

4.2.8. Thajský baht (THB)

V rámci normálního rozdělení byl model aplikován závěrem na výnosy měny thajského bahtu. Výsledky zpětného testování modelu jsou zachyceny v příloze 2 obsahující testy nepodmíněného pokrytí a v tab. 4.21 vztahující se k zpětným testům podmíněné pokrytí.

V rámci základního frekvenčního testu byl model vyhodnocen jako nevýznamný ve všech případech uvažovaných intervalů. V případě intervalu klouzavého průměru o délce 50 a 100 dní byl zaznamenán stejný počet skutečně zaznamenaných výjimek, a to 38. Prostřednictvím Kupiecova nepodmíněného testu bylo vyhodnoceno, že pro Value at Risk, jenž je počítán klouzavým průměrem o délce 50, 100 a 1000 dní, je model významný na 1% hladině významnosti. Dle Basel traffic light byla modelu v intervalech klouzavého průměru o délce 250 a 500 dní přiřazena žlutá zóna, v tomto případě tedy dojde k navýšení kapitálového požadavku. Prostřednictvím TUFF-testu bylo zjištěno, že model je ve všech případech statisticky významný na 1% hladině významnosti.

Tabulka 4.21 Testy podmíněného pokrytí – THB

Měna	Testy	interval	LR_{ind}	Významnost	LR_{cc}	Významnost
THB	Christoffersonův podmíněný test	50	2,366620	0,123955	7,115780	0,028499
		100	2,366620	0,123955	7,115780	0,028499
		250	4,340860	0,037208	13,509900	0,001165
		500	5,370190	0,020484	25,398100	$3,05396 \cdot 10^{-6}$
		1000	8,849040	0,002932	15,215000	0,000497
	Smíšený Kupiecův test	Interval	LR_{ind2}	Významnost	LR_{mix}	Významnost
		50	36,248900	0,410180	40,998000	0,260573
		100	40,455600	0,242034	45,204700	0,139806
		250	59,665600	0,018159	68,834600	0,003076
		500	71,108200	0,013138	91,136100	0,000172
		1000	82,584800	0,000010	88,950800	$2,24902 \cdot 10^{-6}$

Zdroj: Vlastní zpracování, Wolfram Mathematica

Sofistikovanější testy sledující jak počet skutečných výjimek, tak jejich závislost jsou zaznamenány v tab. 4.21. Oba testy, a to jak Christoffersonův, tak Kupiecův dosáhly stejných výsledků. Nezávislost výjimek byla potvrzena v případech intervalů klouzavého průměru o délce 50, 100, 250 a 500 dní a celkově testy vyhodnotily model jako statisticky významný na 1% hladině významnosti v intervalech klouzavého průměru o délce 50 a 100 dní.

4.2.9. Shrnutí – Normální rozdělení

Výsledky zpětných testů, které byly aplikovány na odhad VaR, jenž byl vypočten pomocí simulace Monte Carlo na bázi normálního rozdělení, jsou zaznamenány v kapitole 4.2. Nyní bude provedeno komplexní zhodnocení dosažených výsledků pro model na bázi normálního rozdělení.

V rámci testů nepodmíněného pokrytí byly použity testy základní frekvenční, Kupiecův nepodmíněný, Basel traffic light a TUFF-test.

Prostřednictvím základního frekvenčního testu, který porovnává skutečný počet výjimek s předpokládaným počtem, bylo v převážně většině případů zjištěno, že model na bázi normálního rozdělení podhodnocuje riziko, jelikož skutečný počet výjimek převyšuje předpokládaný počet.

Kupiecův test neboli POF-test, měřící zda je počet výjimek v souladu s intervalem spolehlivosti, dosáhl obdobných výsledků jako základní frekvenční test.

Mezi dalšími nepodmíněnými testy byl aplikován Basel traffic light test, který rozděluje výsledky zpětného testování do tří zón, a to do zelené, žluté a červené. Tento test

hodnotil model na bázi normálního rozdělení, buď zelenou, nebo žlutou zónou. Červená zóna nebyla dosažena ani v jednom případě. Zelená zóna poukázala na to, že model je kvalitní a žlutá zóna nevede k jasnému odmítnutí modelu. Ovšem žlutá zóna vede ke zvýšení faktoru kapitálového požadavku, což pro finanční instituci představuje zvýšení potřebného kapitálu, který musí držet ke krytí tržních rizik.

K méně sofistikovaným testům patří TUFF-test, jenž měří dobu, než nastane první výjimka v modelu. V tomto případě byl model na bázi normálního rozdělení vyhodnocen jako statisticky významný na 1% hladině významnosti, tedy k první výjimce nedochází dříve než v předpokládaném okamžiku. Ovšem TUFF-test má nízkou vypovídací schopnost o spolehlivosti VaR modelu.

Následně byl odhad VaR na bázi normálního rozdělení ověřen prostřednictvím testů podmíněného pokrytí, které ověřují jak počet překročení VaR, tak závislost výjimek mezi sebou. Použit byl Christoffersonův a smíšený Kupiecův test.

Christoffersonův test, který ve své první části hodnotí nezávislost výjimek, poukázal na to, že výjimky byly převážně mezi sebou nezávislé. Ovšem celkově byl model na bázi normálního rozdělení vyhodnocen dle tohoto testu jako nevýznamný ve většině případů.

Posledním využitým testem byl smíšený Kupiecův test, který je z použitých testů nejdůkladnější. Smíšený Kupiecův test totiž odbourává nedostatek Christoffersonova testu, který měří závislost výjimek jen po sobě jdoucími. Smíšený Kupiecův test tedy zavádí rozšířený test nezávislosti, který sleduje závislost mezi výjimkami v rozmezí více než dvou dní. Prostřednictvím rozšířeného testu nezávislosti výjimek byla nezávislost potvrzena v méně případech, než jak tomu bylo u Christoffersonova testu. Celkově smíšený Kupiecův test potvrdil významnost modelu na 1% hladině pouze ve 14 případech ze 40. Model na bázi normálního rozdělení je tedy dle aplikovaných testů považován spíše za nedostačující.

Pokud se podíváme na významnost modelu z pohledu jednotlivých měn, pak výsledky vypovídají o následujícím. Jako nejméně vyhovující se model na bázi normálního rozdělení jeví pro měny KRW a IDR. Tento fakt je pravděpodobně způsoben tím, že časové řady spojitých výnosů těchto měn se vyvíjejí odlišně, než jak je tomu u normálního rozdělení. Byla zde totiž zaznamenána vyšší špičatost. Mimo to, výnosy těchto měn vykazují z uvažovaných měn nejvyšší volatilitu. Na tuto skutečnost, již bylo upozorněno při charakteristice vstupních parametrů v kapitole 4.1. Naopak nejvíce vhodný se tento model jeví pro měny JPY a HKD, PHP. Časové řady výnosů měn JPY a HKD se totiž z hlediska parametrů šikmosti a špičatosti více blíží normálnímu rozdělení. Filipínské peso ovšem vykazovalo nejvyšší špičatost a nejvyšší pozitivní šikmost (viz tab. 4.6) a přesto bylo v rámci normálního rozdělení

ohodnoceno významně. Tato skutečnost je pravděpodobně způsobena tím, že časová řada výnosů PHP je zešikmená tak, že extrémních hodnot na konci, který nás zajímá, moc není. Což dosvědčuje i příloha 1 – vývoj výnosů filipínského pesa.

Hodnocení modelu na bázi normálního rozdělení z hlediska zvolených intervalů klouzavých průměrů pro výpočet VaR, které byly 50, 100, 250, 500 a 1000 dní, je následující. Odhad VaR na bázi normálního rozdělení, který byl počítán klouzavým průměrem o délce 50 dní, byl ve většině případů potvrzen jako významný na 1% hladině významnosti. Můžeme tedy říci, že v rámci normálního rozdělení bylo období 50 dní pro odhad VaR nejvíce vyhovující. Tato skutečnost je pravděpodobně způsobena tím, že relativně krátký interval pro odhad VaR dovoluje modelu flexibilně reagovat na změny volatility.

4.3. Zpětné testování odhadu VaR – Variance gamma model

V této části práce bude posouzen odhad VaR, jenž byl získán pomocí simulace Monte Carlo na bázi *variance gamma* (VG) modelu. Jak již bylo v teoretické části napsáno, tak tento model patří k víceparametrickým modelům Lévyho typu a oproti normálnímu rozdělení, které se vyznačuje dvěma parametry (střední hodnotou a směrodatnou odchylkou), je variance gamma rozdělení rozšířeno o dva momenty, a to šikmost a špičatost. Přednost variance gamma modelu tedy spočívá v tom, že modeluje vyšší momenty pravděpodobnostního rozdělení.

Ověření kvality odhadu VaR, jinými slovy zpětné testování VaR modelu je realizováno opět pro všech osm měn, v rámci klouzavých průměrů o délce 50, 100, 250, 500 a 1000 dní. Výsledky testů nepodmíněného pokrytí pro VG model jsou zachyceny v příloze 3, postupně pro všech osm měn.

4.3.1. Japonský jen (JPY)

Základní frekvenční test vyhodnotil model jako významný v intervalech klouzavého průměru o délce 50, 100 a 1000 dní, na 1% hladině významnosti. Kupiecův nepodmíněný test vypovídá o tom, že odhad VaR na bázi VG modelu je statisticky významný v intervalech 50, 100, 250 a 1000 dní. Dle testu Basel traffic light model dosahuje zelené zóny, mimo interval o délce 500 dní. Zelená zóna poukazuje na kvalitu modelu a žlutá obecně představuje zvýšení faktoru kapitálového požadavku. TUFF-test poukazuje na statistickou významnost modelu na 1% hladině významnosti (příloha 3 – japonský jen).

Tabulka 4.22 Testy podmíněného pokrytí, VG model – JPY

Měna	Testy	interval	LR_{ind}	Významnost	LR_{cc}	Významnost
JPY - VG	Christoffersonův podmíněný test	50	-	-	-	-
		100	-	-	-	-
		250	0,213965	0,643677	6,579890	0,037256
		500	1,195820	0,274159	14,760100	0,000624
		1000	11,755200	0,000607	13,423500	0,001217
	Smíšený Kupiecův test	Interval	LR_{ind2}	Významnost	LR_{mix}	Významnost
		50	9,268620	0,968747	10,863300	0,949691
		100	14,618800	0,907772	14,804100	0,926360
		250	67,567100	0,002208	73,933100	0,000616
		500	109,175000	$1,84993 \cdot 10^{-7}$	122,739000	$3,92033 \cdot 10^{-9}$
		1000	73,513500	$5,9232 \cdot 10^{-6}$	75,181800	$5,74017 \cdot 10^{-6}$

Zdroj: Vlastní zpracování, Wolfram Mathematica

Tab. 4.22 obsahuje výsledky Christoffersonova testu a Smíšeného Kupiecova testu. V intervalu klouzavého průměru 50 a 100 dní, nemá Christoffersonův podmíněný test vypovídací schopnost, jelikož nenastaly žádné dvě výjimky bezprostředně za sebou. Co se týče zbylých intervalů, pak nezávislost výjimek byla potvrzena v intervalech 250 a 500 dní. Celkově christoffersonův test vyhodnotil model jako významný v intervalu klouzavého průměru o délce 250 dní, na hladině významnosti 1 %. Smíšený Kupiecův test potvrdil nezávislost výjimek v intervalech klouzavého průměru 50 a 100 dní, a pro tytéž intervaly byl model vyhodnocen jako významný na 1% hladině.

4.3.2. Hongkongský dolar (HKD)

Nyní bylo provedeno ověření odhadu VaR na bázi VG modelu pro hongkongský dolar. Výsledky zpětného testování jsou zaznamenány v příloze 3 a v tab. 4.23.

V rámci testů nepodmíněného pokrytí byla významnost modelu pro odhad VaR potvrzena pomocí všech nepodmíněných testů na hladině významnosti 1 %. Avšak pro délku klouzavého průměru 500 dní vyhodnotily testy, základní frekvenční a Kupiecův nepodmíněný odhad VaR na bázi VG modelu jako nevýznamný. Pro stejný interval byla dle Basel traffic light testu přiřazena modelu žlutá zóna.

Co se týče sofistikovanějších testů tab. 4.23, pak Christoffersonův test nemá vypovídací schopnost v prvních třech intervalech, přičemž nezávislost výjimek a významnost modelu byla zachycena při délce klouzavého průměru 500 dní. Kupiecův test, který má

ze všech použitých testů největší vypovídací schopnost poukazuje na to, že model je významný na 1% hladině v intervalu klouzavého průměru o délce 50 a 100 dní.

Tabulka 4.23 Testy podmíněného pokrytí, VG model – HKD

Měna	Testy	interval	LR_{ind}	Významnost	LR_{cc}	Významnost
HKD - VG	Christoffersonův podmíněný test	50	-	-	-	-
		100	-	-	-	-
		250	-	-	-	-
		500	0,141681	0,706616	8,327560	0,015549
		1000	7,350930	0,006703	9,538590	0,008486
	Smíšený Kupiecův test	Interval	LR_{ind2}	Významnost	LR_{mix}	Významnost
		50	11,981000	0,848219	14,168600	0,773775
		100	31,422700	0,254140	31,550500	0,293187
		250	50,836400	0,005209	51,137200	0,006792
		500	60,448300	0,019950	68,634200	0,004374
		1000	43,392200	0,000244	45,579800	0,000200

Zdroj: Vlastní zpracování, Wolfram Mathematica

4.3.3. Jihokorejský won (KRW)

V tab. 4.24 a v příloze 3 jsou zachyceny výsledky vztahující se k jihokorejskému wonu.

Tabulka 4.24 Testy podmíněného pokrytí, VG model – KRW

Měna	Testy	interval	LR_{ind}	Významnost	LR_{cc}	Významnost
KRW - VG	Christoffersonův podmíněný test	50	-	-	-	-
		100	2,881610	0,089596	5,609980	0,060507
		250	0,043457	0,834867	12,441500	0,001988
		500	2,021000	0,155137	27,931600	$8,60458 \cdot 10^{-7}$
		1000	19,177800	0,000012	20,280300	0,000039
	Smíšený Kupiecův test	Interval	LR_{ind2}	Významnost	LR_{mix}	Významnost
		50	36,227200	0,087569	36,254200	0,109852
		100	38,930100	0,186019	41,658500	0,143395
		250	99,596500	$3,42059 \cdot 10^{-6}$	111,995000	$1,23714 \cdot 10^{-7}$
		500	134,824000	$2,79745 \cdot 10^{-9}$	160,735000	$8,76299 \cdot 10^{-13}$
		1000	63,832700	$1,16856 \cdot 10^{-7}$	64,935200	$1,57588 \cdot 10^{-7}$

Zdroj: Vlastní zpracování, Wolfram Mathematica

Basel traffic light a TUFF-test poukazují na kvalitu modelu ve všech intervalech, ovšem intervalu o délce 250 a 500 dní byla přiřazena žlutá zóna. Zbylé dva testy

nepodmíněného pokrytí, vykazují statistickou významnost modelu na 1% hladině významnosti pro intervaly klouzavých průměrů 50, 100 a 1000 dní.

Christoffersonův test nelze v intervalu 50 dní vyhodnotit, jelikož nenastaly žádné dvě výjimky po sobě, přičemž významnost modelu byla potvrzena pro interval klouzavého průměru 100 dní. Kupiecův test dosáhl obdobných výsledků, kdy test potvrdil nezávislost výjimek a statistickou významnost modelu na 1% hladině významnosti pro interval klouzavého průměru 50 a 100 dní.

4.3.4. Indonéska rupie (IDR)

Nyní je provedeno ověření odhadu VaR na bázi VG modelu vztahující se k indonéské rupii. Příloha 3 zachycuje čtyři nepodmíněné testy, přičemž základní frekvenční test, porovnávající předpokládaný a skutečný počet výjimek, vyhodnocuje model jako statisticky významný na 1% hladině významnosti pro intervaly klouzavých průměrů 50, 100, 250 a 1000 dní. V rámci intervalů 100 a 250 dní došlo ke shodě skutečných pozorovaných výjimek. Kupiecův nepodmíněný test ukázal, že při výpočtu VaR klouzavým průměrem o délce intervalu 50, 100 a 250 dní je model významný, a to na hladině významnosti 1 %. Dle Basel traffic light byla modelu přiřazena zelená a žlutá zóna, což nevede k výslovnému odmítnutí modelu. Pomocí TUFF-testu, byla prokázána statistická významnost modelu na 1% hladině.

Tabulka 4.25 Testy podmíněného pokrytí, VG model – IDR

Měna	Testy	interval	LR_{ind}	Významnost	LR_{cc}	Významnost
IDR - VG	Christoffersonův podmíněný test	50	-	-	-	-
		100	-	-	-	-
		250	-	-	-	-
		500	4,340860	0,037208	13,509900	0,001165
		1000	3,457760	0,062955	10,329900	0,005713
	Smíšený Kupiecův test	Interval	LR_{ind2}	Významnost	LR_{mix}	Významnost
		50	42,463500	0,029611	42,591300	0,038102
		100	47,161800	0,066087	49,890200	0,049144
		250	68,155500	0,000454	70,883900	0,000314
		500	93,370300	$2,35486 \cdot 10^{-6}$	102,539000	$2,13789 \cdot 10^{-7}$
		1000	41,144700	0,000046	48,016800	$6,50012 \cdot 10^{-6}$

Zdroj: Vlastní zpracování, Wolfram Mathematica

Tab. 4.25 zachycuje testy podmíněného pokrytí, které posuzují odhad VaR na bázi VG modelu jak z hlediska počtu výjimek, tak z hlediska jejich vzájemné závislosti. Christoffersonův test nelze opět v prvních třech případech vyhodnotit, jelikož při propočtech

nebyly zachyceny dvě výjimky jdoucí po sobě. V rámci testu nezávislosti vyšly výjimky nezávislé pro klouzavé průměry o délce 500 a 1000 dní, ovšem celkově nebyl model vyhodnocen jako významný ani v jednom případě.

Rozšířený test nezávislosti využívající TUFF-statistiku prokázal nezávislost výjimek v intervalech klouzavého průměru 50 a 100 dní. Pro stejné intervaly byl model dle konečné testovací statistiky LR_{mix} vyhodnocen jako statisticky významný na 1% hladině významnosti.

4.3.5. Malajsijský ringgit (MYR)

Následující výpočty se taktéž vztahují k VG modelu, jenž byl aplikován v tomto případě na malajsijský ringgit.

Výsledky ověřování odhadu VaR prostřednictvím testů nepodmíněného pokrytí jsou zachyceny v příloze 3, přičemž všechny aplikované testy poukazují na statistickou významnost modelu na 1% hladině pro všechny intervaly klouzavého průměru.

Výsledky testů podmíněného pokrytí jsou zaneseny do tab. 4.26. Test nezávislosti, jenž byl aplikován v rámci Christoffersonova testu prokázal nezávislost výjimek ve všech intervalech klouzavého průměru, mimo interval o délce 1000 dní. Celkově test vyhodnotil model jako významný na 1% hladině významnosti, mimo interval klouzavého průměru 1000 dní. Smíšený Kupiecův test, který má z aplikovaných testů největší vypovídací schopnost vyhodnotil model jako významný pro intervaly klouzavého průměru o délce 50, 100 a 500 dní, a to na hladině významnosti 1 %.

Tabulka 4.26 Testy podmíněného pokrytí, VG model – MYR

Měna	Testy	interval	LR_{ind}	Významnost	LR_{cc}	Významnost
MYR - VG	Christoffersonův podmíněný test	50	1,657390	0,197957	2,059320	0,357128
		100	0,944599	0,331098	1,245440	0,536482
		250	0,470109	0,492937	3,198470	0,202051
		500	0,409668	0,522138	3,755800	0,152911
		1000	12,419000	0,000425	13,521500	0,001158
	Smíšený Kupiecův test	Interval	LR_{ind2}	Významnost	LR_{mix}	Významnost
		50	13,953900	0,871572	14,355800	0,888371
		100	34,001700	0,165997	34,302600	0,191088
		250	54,694700	0,010192	57,423100	0,007254
		500	41,722300	0,170236	45,068500	0,118556
		1000	38,912000	0,001838	40,014500	0,002078

Zdroj: Vlastní zpracování, Wolfram Mathematica

4.3.6. Filipínské peso (PHP)

Příloha 3 a tab. 4.27 zachycují výsledky testů zpětného testování odhadu VaR na bázi variance gamma modelu aplikovaného na filipínské peso. Výsledky nepodmíněných testů vypovídají o tom, že ve všech případech klouzavého průměru je model statisticky významný na hladině významnosti 1 %.

Tabulka 4.27 Testy podmíněného pokrytí, VG model – PHP

Měna	Testy	interval	LR_{ind}	Významnost	LR_{cc}	Významnost
MYR - VG	Christoffersonův podmíněný test	50	-	-	-	-
		100	-	-	-	-
		250	0,944599	0,331098	1,245440	0,536482
		500	0,606058	0,436276	2,274360	0,320723
		1000	-	-	-	-
	Smíšený Kupiecův test	Interval	LR_{ind2}	Významnost	LR_{mix}	Významnost
		50	14,365600	0,761975	15,960300	0,719084
		100	35,859100	0,015978	36,961600	0,017006
		250	48,481800	0,006780	48,782600	0,008814
		500	49,440200	0,019051	51,108500	0,017382
		1000	50,047000	0,000359	50,753300	0,000463

Zdroj: Vlastní zpracování, Wolfram Mathematica

Christoffersonův test nebylo možné vyhodnotit v intervalech 50, 100 a 1000 dní. V ostatních intervalech byla prokázána nezávislost výjimek a statistická významnost modelu na 1% hladině významnosti. Rozšířený test nezávislosti, který byl proveden v rámci smíšeného Kupiecova testu, vykazuje nezávislost výjimek v intervalech klouzavého průměru o délce 50, 100 a 500 dní. Ve stejných intervalech byl celkově model vyhodnocen jako významný na 1% hladině.

4.3.7. Singapurský dolar (SGD)

V příloze 3 – singapurský dolar jsou zaznamenány testy nepodmíněného pokrytí, které posuzují kvalitu VG modelu.

Základní frekvenční test vyhodnocuje model pro odhad VaR jako významný v případech intervalů klouzavého průměru 50, 100 a 1000 dní. POF-test sleduje, zda je počet výjimek v souladu s intervalem spolehlivosti vypovídá o tom, že pro všechny intervaly klouzavého průměru je model statisticky významný na 1% hladině významnosti. Dle Basel traffic light dosáhl model zelené zóny, což vypovídá o jeho kvalitě. I TUFF-test, který

je základním stavebním kamenem pro smíšený Kupiecův test poukazuje na statistickou významnost modelu na 1% hladině.

Tabulka 4.28 Testy podmíněného pokrytí, VG model – SGD

Měna	Testy	interval	LR_{ind}	Významnost	LR_{cc}	Významnost
SGD - VG	Christoffersonův podmíněný test	50	1,266020	0,260515	1,267010	0,530729
		100	0,944599	0,331098	1,245440	0,536482
		250	0,213965	0,643677	6,579890	0,037256
		500	2,210300	0,137092	7,741810	0,020840
		1000	6,562950	0,010412	7,665440	0,021651
	Smíšený Kupiecův test	Interval	LR_{ind2}	Významnost	LR_{mix}	Významnost
		50	17,570000	0,823355	17,571000	0,860051
		100	29,833200	0,321700	30,134100	0,356838
		250	57,332200	0,022845	63,698100	0,007524
		500	57,536900	0,012769	63,068400	0,004785
		1000	59,149400	$2,80586 \cdot 10^{-6}$	60,251900	$3,5304 \cdot 10^{-6}$

Zdroj: Vlastní zpracování, Wolfram Mathematica

Kvalita VG modelu je taktéž hodnocena prostřednictvím testů podmíněného pokrytí (tab. 4.28). V tomto případě Christoffersonův test vyhodnotil nezávislost výjimek a celkovou významnost modelu ve všech případech klouzavých průměrů na 1% hladině významnosti. V rámci smíšeného Kupiecova testu byl opět proveden rozšířený test nezávislosti, přičemž jeho výsledky poukazují na nezávislost výjimek pro intervaly klouzavého průměru o délce 50, 100, 250 a 500 dní. Celkový smíšený Kupiecův test ukázal, že pouze při výpočtu VaR, který je počítán klouzavým průměrem o délce 50 a 100 dní je model významný, a to na 1% hladině významnosti.

4.3.8. Thajský baht (THB)

Poslední zkoumanou měnou v rámci VG modelu je thajský baht. Dle základní frekvenčního testu (příloha 3) byl model vyhodnocen jako významný, mimo interval o délce 500 dní. Prostřednictvím zbylých testů nepodmíněného pokrytí byla ve všech případech potvrzena významnost modelu.

Tab. 4.29 obsahuje výsledky zpětného testování v rámci podmíněného pokrytí. Pomocí Christoffersonova testu byl model vyhodnocen statisticky významný ve všech intervalech. V případě intervalu o délce 50 dní nebylo možné test vyhodnotit.

Smíšený Kupiecův test, který má největší vypovídací schopnost z aplikovaných testů, jelikož zkoumá závislost výjimek v rámci více dní, poukazuje na nezávislost výjimek

ve všech intervalech. Celkově smíšený Kupiecův test vyhodnocuje model pro odhad VaR jako statisticky významný na 1% hladině, mimo interval klouzavého průměru o délce 500 dní.

Tabulka 4.29 Testy podmíněného pokrytí, VG model – THB

Měna	Testy	interval	LR_{ind}	Významnost	LR_{cc}	Významnost
THB - VG	Christoffersonův podmíněný test	50	-	-	-	-
		100	1,044730	0,306724	1,172520	0,556403
		250	0,763539	0,382223	1,617440	0,445427
		500	2,135310	0,143941	8,501240	0,014255
		1000	6,202510	0,012757	6,908870	0,031605
	Smíšený Kupiecův test	Interval	LR_{ind2}	Významnost	LR_{mix}	Významnost
		50	26,302200	0,391617	26,303200	0,446541
		100	29,292700	0,297941	29,420500	0,340811
		250	47,812800	0,015368	48,666700	0,016991
		500	55,892700	0,023858	62,258600	0,007806
		1000	34,921400	0,014274	35,627800	0,017005

Zdroj: Vlastní zpracování, Wolfram Mathematica

4.3.9. Shrnutí – VG model

V této části práce bude provedeno souhrnné zhodnocení výsledků zpětných testů v rámci VG modelu. Opět budou nejdříve interpretovány výsledky testů nepodmíněného pokrytí, přičemž prvním testem v této kategorii je základní frekvenční test.

Základní frekvenční test, hodnotící zda předpokládaný počet výjimek odpovídá skutečnému počtu výjimek, podává informace o tom, jestli model nadhodnocuje či podhodnocuje riziko. Nutno však podotknout, že se jen zřídka kdy stává, že počet pozorovaných výjimek přesně odpovídá předpokládanému počtu výjimek. Proto je zapotřebí vyhodnotit, zda odchylka skutečnosti od předpokladu je přiměřená. V případě VG modelu bylo zjištěno, že ve většině případů tomu tak je a model byl vyhodnocen dle tohoto testu jako statisticky významný na 1% hladině významnosti.

Kupiecův nepodmíněný test, využívající LR_{pof} statistiku k hodnocení zda se pozorována míra selhání výrazně neliší od předpokládané pravděpodobnosti selhání, vyhodnotil odhad VaR na bázi VG modelu ve většině případů jako statisticky významný na 1% hladině.

Dle Basel traffic light byla modelu na bázi variance gamma rozdělení přiřazena v převážné většině pozorování zelená zóna, což vypovídá o kvalitě modelu. Žlutá zóna byla zaznamenána jen v pěti situacích, což je třikrát méně než u modelu na bázi normálního

rozdělení. Pomocí TUFF-testu byl VG model vyhodnocen na 1% hladině významnosti jako významný.

Výsledky testů podmíněného pokrytí již tak průkaznou významnost VG modelu neprokázaly. Tento fakt je patrně zapříčiněn tím, že testy podmíněného pokrytí působí více do hloubky a hodnotí kvalitu modelu jak z hlediska počtu výjimek, tak z hlediska nezávislosti výjimek. Christoffersonův test skládající se z testu nezávislosti výjimek a z POF-testu poukázal na následující skutečnosti. Test nebylo možné v některých intervalech klouzavého průměru vůbec vyhodnotit, jelikož během mezipropočtů nebyly zaznamenány žádné dvě po sobě jdoucí výjimky. A co se týče celkového zhodnocení Christoffersonova testu, pak je možné říci, že test jednoznačně neprokázal významnost VG modelu, ovšem významnost je vyšší než v případě modelu na bázi normálního rozdělení. Smíšený Kupiecův test dosáhl v rámci hodnocení VG modelu obdobných výsledků jako Christoffersonův test.

Významnost modelu na bázi variance gamma rozdělení, které umožňuje modelovat i šikmost a špičatost, je z pohledu jednotlivých měn výraznější, než u normálního rozdělení. Variance gamma rozdělení se dle zpětného testování jeví jako vhodné pro měny MYR, PHP, SGD a THB. Jelikož u těchto měn byla potvrzena významnost skoro ve všech případech. Naopak nejhorších výsledků bylo opět dosaženo u měn KRW a IDR, což pravděpodobně souvisí s vyšší volatilitou, která byla u těchto měn zaznamenána.

Pokud zhodnotíme VG model z hlediska délky intervalů pro odhad VaR, pak můžeme říci, že jako vhodnější se jeví kratší délky intervalů klouzavých průměrů. Důvod této skutečnosti bude obdobný jako v případě modelu na bázi normálního rozdělení, a to že poměrně krátký interval umožňuje modelu pružně reagovat na změny volatility. U většiny odhadů VaR vypočtených na základě klouzavého průměru o délce 500 dní, byl model VG vyhodnocen jako statisticky nevýznamný. Interval o délce 500 dní se tedy nejeví jako vyhovující.

4.4. Zpětné testování odhadu VaR – Normal inverse Gaussian model

Dalším často využívaným modelem Lévyho typu je *normal inverse Gaussian* (NIG) model. V této části diplomové práce bude tedy posouzen odhad VaR, jenž byl získán pomocí simulace Monte Carlo na bázi NIG modelu. Zpětné testování modelu VaR je aplikováno opět na měny JPY, HKD, KRW, IDR, MYR, PHP, SGD a THB, v rámci klouzavých průměrů o délce 50, 100, 250, 500 a 1000 dní. Obdobně, jako v případě variance gamma modelu, i prostřednictvím jednotlivých parametrů normálního inverzního Gaussova modelu je možné modelovat třetí a čtvrtý centrální moment, tedy šikmost a špičatost (viz tab. 2.2).

4.4.1. Japonský jen (JPY)

První testovanou měnou v rámci NIG modelu je JPY, výsledky zpětného testování jsou zachyceny v příloze 4 (nepodmíněné pokrytí) a v tab. 4.30 (podmíněné pokrytí).

Základní frekvenční test poměřující předpokládaný a skutečný počet výjimek poukázal na to, že model je statisticky významný, a to na 1% hladině významnosti v případě intervalu klouzavého průměru o délce 50, 100 a 1000 dní. Stejného závěru bylo dosaženo také prostřednictvím Kupiecova nepodmíněného testu. Pomocí testu Basel traffic light byla modelu přiřazena zelená a žlutá zóna, ta byla zaznamenána v rámci intervalu 250 a 500 dní. TUFF-test vyhodnotil model jako významný na 1% hladině.

Christoffersonův test nebylo možné v prvních dvou případech vyhodnotit. Prostřednictvím testu nezávislosti výjimek byla prokázána jejich nezávislost v případě intervalu klouzavého průměru o délce 50 a 100 dní. Celkově test nevyhodnotil model jako významný. V rámci rozšířeného testu nezávislosti, který zkoumá závislost výjimek v rozmezí více dní, byla nezávislost potvrzena v intervalech 50 a 100. Ve stejných intervalech klouzavého průměru byl model dle smíšeného Kupiecova testu vyhodnocen jako významný na 1% hladině.

Tabulka 4.30 Testy podmíněného pokrytí, NIG model – JPY

Měna	Testy	interval	LR_{ind}	Významnost	LR_{cc}	Významnost
JPY - NIG	Christoffersonův podmíněný test	50	-	-	-	-
		100	-	-	-	-
		250	0,111488	0,738456	9,280520	0,009655
		500	1,095260	0,295308	15,869000	0,000358
		1000	10,847100	0,000990	13,575400	0,001128
	Smíšený Kupiecův test	Interval	LR_{ind2}	Významnost	LR_{mix}	Významnost
		50	11,284200	0,956963	11,990500	0,957575
		100	16,334100	0,798968	16,735994	0,822002
		250	72,735600	0,001647	81,904600	0,000223
		500	106,961000	$5,85919 \cdot 10^{-7}$	121,735000	$9,12489 \cdot 10^{-9}$
		1000	80,653400	$1,59061 \cdot 10^{-6}$	83,381800	$1,09045 \cdot 10^{-6}$

Zdroj: Vlastní zpracování, Wolfram Mathematica

4.4.2. Hongkongský dolar (HKD)

Testy nepodmíněného pokrytí, které hodnotily odhad VaR na bázi NIG modelu pro hongkongský dolar jsou zachyceny v příloze 4. I v tomto případě základní frekvenční test

a Kupiecův nepodmíněný test dosáhly shodných závěrů, a to že model je významný na 1% hladině významnosti v případě intervalu klouzavého průměru o délce 50, 100, 250 a 1000 dní. V rámci Basel traffic light testu byla modelu přiřazena zelená zóna mimo interval o délce 500 dní, zelená zóna vypovídá o kvalitě modelu a žlutá nevede jasně k odmítnutí modelu. Model byl vyhodnocen jako statisticky významný i dle TUFF-testu.

V tab. 4.31 jsou zaznamenány testy podmíněného pokrytí hodnotící jak počet výjimek, tak jejich nezávislost. Christoffersonův test nemá v prvních dvou intervalech vypovídací schopnost. Ve zbylých intervalech klouzavého průměru byl model vyhodnocen jako významný na 1% hladině. Smíšený Kupiecův test poukazuje na významnost modelu v intervalu klouzavého průměru o délce 50 a 100 dní, a to na 1% hladině významnosti.

Tabulka 4.31 Testy podmíněného pokrytí, NIG model – HKD

Měna	Testy	interval	LR_{ind}	Významnost	LR_{cc}	Významnost
HKD - NIG	Christoffersonův podmíněný test	50	-	-	-	-
		100	-	-	-	-
		250	0,681988	0,408903	1,911450	0,384534
		500	0,175801	0,675007	7,426920	0,024393
		1000	6,945030	0,008405	8,539700	0,013984
	Smíšený Kupiecův test	Interval	LR_{ind2}	Významnost	LR_{mix}	Významnost
		50	10,853100	0,928680	12,447800	0,899801
		100	30,020300	0,313242	30,148100	0,356173
		250	57,082400	0,002046	58,311900	0,002123
		500	60,114000	0,016518	67,365100	0,004351
		1000	46,943300	0,000124	48,538000	0,000125

Zdroj: Vlastní zpracování, Wolfram Mathematica

4.4.3. Jihokorejský won (KRW)

Další měnou, pro kterou byl sestaven odhad VaR na bázi NIG modelu byl jihokorejský won. Pro posouzení odhadu VaR byly opět aplikovány testy nepodmíněného (příloha 4) a podmíněného pokrytí (tab. 4.32).

Základní frekvenční test a nepodmíněný Kupiecův test vyhodnotily odhad VaR jako statisticky významný na 1% hladině v případě intervalu klouzavého průměru o délce 50, 100 a 1000 dní. Při aplikaci Basel traffic light testu byla v intervalu klouzavého průměru o délce 250 a 500 dní modelu přiřazena žlutá zóna, která obecně představuje zvýšení multiplikačního faktoru, ale nevede k odmítnutí významnosti modelu. TUFF-test opět vykazuje statistickou významnost modelu na 1% hladině významnosti ve všech intervalech klouzavého průměru.

Tabulka 4.32 Testy podmíněného pokrytí, NIG model – KRW

Měna	Testy	interval	LR_{ind}	Významnost	LR_{cc}	Významnost
KRW - NIG	Christoffersonův podmíněný test	50	-	-	-	-
		100	2,881610	0,089596	5,609980	0,060507
		250	0,007368	0,931597	16,033100	0,000330
		500	1,636320	0,200831	32,344600	$9,47233 \cdot 10^{-8}$
		1000	31,179300	$2,35266 \cdot 10^{-8}$	31,364500	$1,54624 \cdot 10^{-7}$
	Smíšený Kupiecův test	Interval	LR_{ind2}	Významnost	LR_{mix}	Významnost
		50	35,991000	0,054997	36,043800	0,070938
		100	41,744800	0,116207	44,473200	0,087637
		250	109,269000	$7,21428 \cdot 10^{-7}$	125,295000	$7,97333 \cdot 10^{-9}$
		500	138,482000	$3,82884 \cdot 10^{-9}$	169,190000	$2,66565 \cdot 10^{-13}$
		1000	62,969700	$3,37227 \cdot 10^{-7}$	63,155000	$6,26368 \cdot 10^{-7}$

Zdroj: Vlastní zpracování, Wolfram Mathematica

Pomocí Christoffersonova testu bylo zjištěno, že pouze pro VaR, jenž je počítán klouzavým průměrem o délce 100 dní, je model statisticky významný na 1% hladině. Smíšený Kupiecův test vyhodnotil model jako významný v případě intervalu klouzavého průměru o délce 50 a 100 dní, pro téže intervaly byla prokázána i nezávislost výjimek.

4.4.4. Indonéská rupie (IDR)

Příloha 4 zachycuje výsledky testů nepodmíněného pokrytí, přičemž základní frekvenční test potvrdil významnost modelu, mimo interval o délce 500 dní. Kupiecův nepodmíněný test, hodnotící zda je počet výjimek v souladu s intervalem spolehlivosti, dosáhl téhož výsledku jako základní frekvenční test. V případě Basel traffic light můžeme pozorovat, že při výpočtu VaR klouzavým průměrem o délce 500 dní bylo dosaženo žluté zóny. TUFF-test měřící čas než nastane první výjimka, vypovídá o statistické významnosti modelu na 1% hladině významnosti.

Christoffersonův test (tab. 4.33) nebylo možné v prvních dvou případech vyhodnotit. Ve zbylých intervalech byla prokázána nezávislost výjimek a model byl vyhodnocen jako významný v rámci klouzavého průměru o délce 250 a 1000 dní. Smíšený Kupiecův test potvrdil nezávislost výjimek a statistickou významnost modelu na 1% hladině významnosti v intervalu 50 a 100 dní.

Tabulka 4.33 Testy podmíněného pokrytí, NIG model – IDR

Měna	Testy	interval	LR_{ind}	Významnost	LR_{cc}	Významnost
IDR - NIG	Christoffersonův podmíněný test	50	-	-	-	-
		100	-	-	-	-
		250	2,530390	0,111672	6,550620	0,037805
		500	3,698290	0,054468	16,096400	0,000320
		1000	3,192620	0,073971	8,875210	0,011824
	Smíšený Kupiecův test	Interval	LR_{ind2}	Významnost	LR_{mix}	Významnost
		50	42,463500	0,029611	42,591300	0,038102
		100	47,085100	0,067055	49,813500	0,049887
		250	68,236900	0,000444	72,257100	0,000214
		500	103,345000	$4,39264 \cdot 10^{-7}$	115,743000	$1,36975 \cdot 10^{-8}$
		1000	42,824600	0,000048	48,507200	0,000011

Zdroj: Vlastní zpracování, Wolfram Mathematica

4.4.5. Malajsijský ringgit (MYR)

V této části byl odhad VaR na bázi NIG modelu aplikován na malajsijský ringgit. Výsledky zpětného testování jsou zapsány v příloze 4 a v tab. 4.34.

Tabulka 4.34 Testy podmíněného pokrytí, NIG model – MYR

Měna	Testy	interval	LR_{ind}	Významnost	LR_{cc}	Významnost
MYR - NIG	Christoffersonův podmíněný test	50	1,805960	0,178994	2,512310	0,284746
		100	0,944599	0,331098	1,245440	0,536482
		250	0,409668	0,522138	3,755800	0,152911
		500	2,366620	0,123955	7,115780	0,028499
		1000	6,945030	0,008405	8,539700	0,013984
	Smíšený Kupiecův test	Interval	LR_{ind2}	Významnost	LR_{mix}	Významnost
		50	14,011500	0,829911	14,717900	0,836837
		100	35,208800	0,133655	35,509700	0,155513
		250	55,578200	0,011184	58,924300	0,006909
		500	45,120100	0,117525	49,869300	0,061976
		1000	38,973600	0,001802	40,568300	0,001745

Zdroj: Vlastní zpracování, Wolfram Mathematica

Základní frekvenční test zhodnotil model statisticky významný v intervalech klouzavého průměru o délce 50, 100, 250 a 1000 dní. Pomocí zbylých testů nepodmíněného pokrytí bylo zjištěno, že model je významný, a to na 1% hladině významnosti.

Christoffersonův test potvrdil výsledky předchozích testů, a to významnost modelu. Nezávislost výjimek byla zjištěna ve všech intervalech, mimo interval o délce 1000 dní. Smíšený Kupiecův test taktéž potvrdil nezávislost výjimek, mimo interval klouzavého průměru o délce 1000 dní a celkově test vyhodnotil model jako významný na 1% hladině významnosti v intervalu klouzavého průměru o délce 50, 100 a 500 dní.

4.4.6. Filipínské peso (PHP)

Prostřednictvím testů podmíněného pokrytí aplikovaných na filipínské peso v rámci NIG modelu, bylo dosaženo těchto výsledků (tab. 4.35). Z tabulky je zřejmé, že Christoffersonův podmíněný test nebylo možné v intervalu klouzavého průměru 50 a 1000 dní vyhodnotit. Ve zbylých intervalech byla potvrzena jak nezávislost výjimek, tak významnost modelu na 1% hladině významnosti. Smíšený Kupiecův test, který oproti Christoffersonova testu sleduje závislost výjimek v rámci více dní, vyhodnotil nezávislost výjimek a významnost modelu v případě intervalu klouzavého průměru o délce 50 a 100 dní.

Tabulka 4.35 Testy podmíněného pokrytí, NIG model – PHP

Měna	Testy	interval	LR_{ind}	Významnost	LR_{cc}	Významnost
MYR - NIG	Christoffersonův podmíněný test	50	-	-	-	-
		100	1,805960	0,178994	2,512310	0,284746
		250	0,850977	0,356276	1,394630	0,497922
		500	0,535505	0,464302	2,704030	0,258718
		1000	-	-	-	-
	Smíšený Kupiecův test	Interval	LR_{ind2}	Významnost	LR_{mix}	Významnost
		50	15,484500	0,628479	17,672100	0,544430
		100	35,773600	0,016351	36,479900	0,019300
		250	49,693500	0,006996	50,237100	0,008515
		500	54,881500	0,007145	57,050100	0,005793
		1000	51,548600	0,000575	51,733900	0,000847

Zdroj: Vlastní zpracování, Wolfram Mathematica

Základní frekvenční test, Kupiecův nepodmíněný test a TUFF-test (příloha 4) vyhodnotily model jako statisticky významný ve všech intervalech, a to na hladině významnosti 1 %. Obdobně test Basel traffic light přiřadil modelu zelenou zónou, což vypovídá o tom, že během jednoho roku byl počet výjimek menší nebo roven čtyřem.

4.4.7. Singapurský dolar (SGD)

Výsledky zpětného testování odhadu hodnoty VaR na bázi NIG modelu pro SGD jsou zachyceny v příloze 4 a v tab. 4.36. Výsledky základního frekvenčního testu poukazují na významnost modelu v intervalech 50, 100 a 1000 dní, což znamená, že v těchto intervalech se skutečný počet výjimek blížil předpokladu. Kupiecův nepodmíněný test vykazuje statistickou významnost modelu na 1% hladině, mimo interval o délce 250 dní. V rámci Basel traffic light testu byla pro interval o délce 250 dní zaznamenána žlutá zóna, v tomto případě sice dochází k navýšení kapitálového požadavku, ale nevede to k odmítnutí modelu. TUFF-test poukazuje na významnost modelu, a to na hladině významnosti 1 %.

Dle Christoffersonova testu byla potvrzena nezávislost výjimek a významnost modelu na 1% hladině, mimo interval o délce 1000 dní. Smíšený Kupiecův test skládající se ze dvou testů, a to rozšířeného testu nezávislosti (LR_{ind2}) a Kupiecova testu s testovací statistikou LR_{POF} , vypovídá o následujícím. Nezávislost výjimek byla potvrzena v případě klouzavých průměrů o délce 50, 100 a 250 dní. Celkově smíšený Kupiecův test vyhodnotil model VaR jako kvalitní a statisticky významný v prvních dvou případech, a to na 1% hladině významnosti. Pro délku klouzavého průměru 250, 500 a 1000 dní je model statisticky nevýznamný.

Tabulka 4.36 Testy podmíněného pokrytí, NIG model – SGD

Měna	Testy	interval	LR_{ind}	Významnost	LR_{cc}	Významnost
SGD - NIG	Christoffersonův podmíněný test	50	1,388040	0,238737	1,440770	0,486565
		100	0,944599	0,331098	1,245440	0,536482
		250	0,175801	0,675007	7,426920	0,024393
		500	2,061110	0,151100	8,427040	0,014794
		1000	11,304100	0,000773	11,706000	0,002871
	Smíšený Kupiecův test	Interval	LR_{ind2}	Významnost	LR_{mix}	Významnost
		50	13,727500	0,934410	13,780200	0,951459
		100	29,833200	0,321700	30,134100	0,356838
		250	59,415000	0,019138	66,666200	0,005117
		500	61,711000	0,006588	68,076900	0,001945
		1000	59,407500	$4,80004 \cdot 10^{-6}$	59,809500	$7,6218 \cdot 10^{-6}$

Zdroj: Vlastní zpracování, Wolfram Mathematica

4.4.8. Thajský baht (THB)

Poslední posuzovaný odhad VaR na bázi NIG modelu se vztahuje k měně thajský baht. Základní frekvenční test a Kupiecův nepodmíněný test dosáhly obdobných výsledků, oba vyhodnocují model pro odhad VaR jako významný na 1% hladně významnosti ve všech případech, mimo interval o délce 500 dní. Pomocí Basel traffic light testu byla modelu ve čtyřech intervalech přiřazena zelená zóna, což podává informaci o tom, že během roku byl počet výjimek menší nebo roven čtyřem. V intervalu o délce 500 dní byla zaznamenána žlutá zóna, což vede k navýšení faktoru kapitálového požadavku. TUFF-test vyhodnotil model jako významný ve všech případech. Testy podmíněného pokrytí poukazují na nezávislost výjimek ve všech intervalech a potvrdily výsledky základního frekvenčního a Kupiecova nepodmíněného testu o významnosti modelu viz tab. 4.37 a příloha 4.

Tabulka 4.37 Testy podmíněného pokrytí, NIG model – THB

Měna	Testy	interval	LR_{ind}	Významnost	LR_{cc}	Významnost
THB - NIG	Christoffersonův podmíněný test	50	1,044730	0,306724	1,172520	0,556403
		100	4,155020	0,041511	4,455860	0,107751
		250	0,763539	0,382223	1,617440	0,445427
		500	4,935840	0,026305	12,187000	0,002258
		1000	5,539310	0,018594	5,724580	0,057138
	Smíšený Kupiecův test	Interval	LR_{ind2}	Významnost	LR_{mix}	Významnost
		50	29,860400	0,273434	29,988200	0,314684
		100	28,435900	0,337348	28,736800	0,373778
		250	43,454500	0,041309	44,308400	0,044708
		500	55,852500	0,024058	63,103600	0,006429
		1000	38,716200	0,010610	38,901500	0,014483

Zdroj: Vlastní zpracování, Wolfram Mathematica

4.4.9. Shrnutí – NIG model

Závěrem podkapitoly přistoupíme ke komplexnímu shrnutí výsledků, které byly získány při posouzení kvality odhadu VaR na bázi NIG modelu.

Pomocí základního frekvenčního testu byl model na bázi normálního inverzního Gaussova rozdělení vyhodnocen ve většině případů jako statisticky významný na 1% hladině. Základní frekvenční test poukázal na to, že model do jisté míry nadhodnocuje i podhodnocuje riziko, ovšem odchylka od skutečnosti není významná, proto byl model dle tohoto testu přijat.

Kupiecův nepodmíněný test dosáhl obdobných výsledků jako základní frekvenční test, model byl tedy i dle tohoto testu ve většině případů zhodnocen jako významný.

V rámci testů nepodmíněného pokrytí byly dále využity testy Basel traffic light a TUFF-test. Prostřednictvím Basel traffic light testu byla modelu převážně přiřazena zelená zóna, žlutá zóna byla zachycena v osmi situacích, což nevede k odmítnutí modelu. TUFF-test poukázal na významnost modelu na 1% hladině ve všech případech, ovšem tento test je spíše orientační.

V rámci testů podmíněného pokrytí, které sledují jak počet překročení VaR odhadu, tak nezávislost výjimek, byly aplikovány testy Christoffersonův a Smíšený Kupiecův.

Christoffersonův test, který mimo jiné přezkoumává, zda pravděpodobnost výskytu výjimky v daný den je nezávislá na tom, jestli byla nebo nebyla zaznamenána výjimka předchozí den, jednoznačně nepotvrdil významnost modelu. I v tomto případě nebylo možné v některých intervalech test vyhodnotit, jelikož nenastaly dvě po sobě jdoucí výjimky.

Smíšený Kupiecův test, který je schopen zachytit rozsáhlejší formy závislosti mezi výjimkami, vykazuje významnost modelu na 1% hladině v případě odhadu VaR, jenž je počítán klouzavým průměrem o délce 50 a 100 dní. V ostatních případech většinou významnost modelu nebyla potvrzena.

Model na bázi normálního inverzního Gaussova rozdělení je dle zpětného testování vhodný pro měny HKD, MYR, PHP, SGD a THB, přičemž tyto měny vykazují nižší volatilitu než měny IDR, KRW a JPY, u nichž byla významnost potvrzena v méně případech.

I v rámci NIG modelu se jeví jako účelnější, použít pro odhad VaR spíše kratší intervaly. Tento fakt potvrzují výsledky zpětných testů, které vyhodnotily model VaR na bázi normálního inverzního Gaussova rozdělení jako významný na 1% hladině nejčastěji v intervalech 50 a 100 dní. Za nejméně vyhovující byl označen interval klouzavého průměru o délce 500 dní.

4.5. Komplexní shrnutí

Na základě výsledků zpětného testování, které byly zaznamenány, shrnuty a okomentovány v předešlých kapitolách, je možné přistoupit ke komplexnímu zhodnocení jednotlivých modelů.

V první části byl použit model založený na předpokladu normálního rozdělení výnosů. Toto rozdělení pracuje s dvěma parametry, a to střední hodnotou a směrodatnou odchylkou. Použití pouze dvou parametrů při modelování výnosů měnových kurzů se projevilo, dle výsledků zpětného testování, jako nedostačující. Model na bázi normálního rozdělení byl tedy

na 1% hladině významnosti ve většině případů vyhodnocen jako nevýznamný. Odhad VaR na základě normálního rozdělení byl zaznamenán jako nejméně vyhovující u jihokorejského wonu (KRW) a indonéské rupie (IDR), což souvisí s výraznější špičatostí, která byla zachycena u časových řad těchto měn.

Tento model na bázi normálního rozdělení se tedy dle zpětného testování nejeví jako vhodný pro odhad hodnoty Value at Risk. Risk management není tudíž schopen na základě tohoto modelu spolehlivě zaznamenat a predikovat možné ztráty. V konečném důsledku by chybně formulovaný model mohl vést k penalizaci finanční instituce ze strany orgánu dohledu, což by mohlo mít nepříznivý dopad na finanční stabilitu samotné instituce.

U VG modelu a NIG modelu, které umožňují modelovat i vyšší momenty pravděpodobnostního rozdělení, byly zaznamenány podobné výsledky. Bylo prokázáno, že variance gamma a normální inverzní Gaussovo pravděpodobnostní rozdělení výnosů měnových kurzů se jeví jako statisticky významnější než normální rozdělení. Byla tedy potvrzena výchozí myšlenka, kdy při analýze jednotlivých časových řad měnových kurzů bylo poukázáno na to, že jednotlivé časové řady se odlišují od vlastností normálního rozdělení, což v konečném důsledku vedlo k lepším výsledkům zpětného testování v rámci VG a NIG modelu. Odhad VaR prostřednictvím těchto dvou modelů byl potvrzen jako statisticky významný na 1% hladině významnosti ve větším množství případů než u normálního rozdělení.

Prostřednictvím modelu na bázi normálního rozdělení bylo riziko vždy podhodnoceno, tudíž byl zaznamenán větší počet výjimek, než se předpokládalo. V případě VG a NIG modelu bylo také ve většině případů riziko podhodnoceno, ovšem při použití intervalu klouzavého průměru o délce 50 a 1000 dní se převážně projevovalo nadhodnocení rizika. Počet výjimek byl nižší než předpoklad. Ať už se jedná o podhodnocení či nadhodnocení rizika, ani jedno není žádoucí. Podhodnocení rizika s sebou nese bezpečnostní problémy, jež se ve svých důsledcích odrazí ve fungování finanční instituce a nadhodnocení rizika je nežádoucí z ekonomických důvodů. Nadhodnocení rizika totiž vede k vyšším průměrným kapitálovým požadavkům, což v konečném důsledku ovlivní obchodní činnost, zisky a tedy i výslednou výkonnost finanční instituce. Na druhou stranu podhodnocení rizika může vést k velkým ztrátám, poklesu důvěryhodnosti a celkově k výraznějším nákladům na kapitál než v situaci nadhodnocení rizika.

Pro výpočet hodnoty VaR byly použity intervaly klouzavých průměrů o délce 50, 100, 250, 500 a 1000 dní. Jako vhodnější intervaly pro výpočet VaR se ve všech případech jeví spíše kratší intervaly o délce 50 a 100 dní. Tohoto závěru bylo dosaženo v rámci všech tří

uvažovaných modelů. Je možné tedy konstatovat, že pro odhad hodnoty VaR je vhodnější použít kratší interval, který umožňuje modelu pružněji reagovat na změny volatility.

Za nejméně vhodný interval pro výpočet VaR byl vyhodnocen interval klouzavého průměru o délce 500 dní, 2 roky. Tento fakt je patrně zapříčiněn tím, že v tomto období pro odhad VaR je volatility zkoumaných měnových kurzů značně rozkolísaná a relativně dlouhý interval nedokáže pružně reagovat na změny. Na druhé straně není interval dostatečně dlouhý, aby lépe zachytil špičatost. Takže při využití dvojnásobně dlouhého intervalu klouzavého průměru o délce 1000 dní (4roky) všechny modely vykazovaly mírné zlepšení, jelikož použití více výnosů pro odhad VaR umožnilo získat lepší obraz špičatosti, což přispělo ke zlepšení odhadu. V tab. 4.38 jsou shrnuty potvrzené významnosti pro jednotlivé intervaly v rámci uvažovaných modelů.

Tabulka 4.38 Potvrzené významnosti v rámci uvažovaných modelů

Model/Interval	50	100	250	500	1000	Celkem za model
Normální rozdělení	41	34	18	8	33	134/240
VG model	42	44	33	24	34	177/240
NIG model	43	45	30	20	37	175/240

Zdroj: Vlastní zpracování

5. Závěr

Risk management je neodmyslitelnou součástí řízení finančních institucí. Řízení rizik představuje komplex procesů, jejichž cílem je včasné identifikovat a zanalyzovat možná rizika, která by mohla mít nepříznivý dopad na finanční instituci, a tak ohrozit její budoucí prosperitu. Metodologie Value at Risk je velmi rozvinutou a v praxi často využívanou metodou, jež slouží k eliminaci rizika a s ním spojených finančních ztrát.

Cílem diplomové práce bylo posoudit kvalitu odhadu Value at Risk dle vybraných modelů. Modely využitě pro odhad VaR vycházely z normálního rozdělení pravděpodobnosti, variance gamma rozdělení pravděpodobnosti a normálního inverzního Gaussova rozdělení pravděpodobnosti. Ověření kvality odhadu VaR bylo učiněno prostřednictvím zpětného testování na 99% hladině spolehlivosti, jež je obecně doporučovanou hladinou spolehlivosti, která je v souladu s legislativou.

Celá diplomová práce byla rozčleněna do pěti kapitol, přičemž první byla úvod a poslední závěr. Obsahem druhé kapitoly byla teoretická klasifikace rizik, jež se vyskytují na finančních trzích. Blíže bylo přiblíženo riziko tržní, které bylo rozčleněno na riziko akciové, úrokové, komoditní a v neposlední řadě riziko měnové, které významně ovlivňuje mezinárodně aktivní subjekty. V práci rovněž nebyla opomenuta bližší specifikace rizika úvěrového, likvidního, operačního, obchodního, systematického, nesystematického či systémového, a také byly popsány základní parametry související s rizikem. Druhá kapitola mimo jiné přiblížila problematiku VaR, přičemž byla popsána její matematická formulace a možné způsoby výpočtu, mezi něž patří metoda variancí a kovariancí, metoda historické simulace a metoda simulace Monte Carlo. Závěrem kapitoly byly charakterizovány stochastické procesy, kde hlavní důraz byl kladen na normální rozdělení, variance gamma model a normalní inverzní Gaussův model.

Třetí kapitola byla soustředěna na teoretické vymezení problematiky zpětného testování. Zpočátku kapitoly došlo k vysvětlení jednotlivých kroků zpětného testování hodnoty VaR a následně popsání vybraných testů backtestingu. Testy použité v praktické části, byly rozděleny na dvě kategorie. V rámci první kategorie, zkoumající počet výjimek generovaných VaR modely, byly přiblíženy základní frekvenční test, Kupiecův nepodmíněný test, Basel traffic light test a TUFF-test. Druhou kategorií tvořily testy podmíněného pokrytí, které kromě zachycení počtu výjimek sledují i to, zda jsou výjimky na sobě nezávislé a nedochází k jejich shlukování. V této kategorii byly popsány Christoffersonův test a smíšený Kupiecův test.

V praktické části diplomové práce, tedy ve čtvrté kapitole, bylo provedeno zpětné testování kvality odhadu hodnoty VaR zmíněných modelů na měnových kurzech východní a jihovýchodní Asie. Odhad hodnoty VaR byl vypočten pro osm měnových kurzů a v rámci pěti vybraných intervalů klouzavých průměrů. Zvolenými měnami byly japonský jen, hongkongský dolar, jihokorejský won, indonéská rupie, malajsijský ringgit, filipínské peso, singapurský dolar a thajský baht. Odhad hodnoty VaR byl vypočten jak na bázi kratších intervalů o délce 50 a 100 dní, tak na bázi delších intervalů o délce 250, 500 a 1000 dní.

Model na základě normálního rozdělení pravděpodobnosti, variance gamma model a normální inverzní Gaussův model byly zpětně testovány metodami, jež byly popsány ve třetí kapitole. Ze všech tří zkoumaných modelů, byl model na bázi normálního rozdělení pravděpodobnosti vyhodnocen jako nejméně vhodný pro modelování výnosů měnových kurzů. Tato skutečnost byla způsobena tím, že časové řady výnosů měnových kurzů vykazovaly oproti normálnosti nenulovou šikmost a vyšší špičatost. Výrazně lepších výsledků bylo dosaženo pro VG a NIG model, které odstraňují nedostatek prvního modelu a to, že umožňují modelovat šikmost a špičatost, což vedlo k přesnějšímu odhadu hodnoty VaR. Co se týče jednotlivých intervalů využitých pro odhad VaR, pak jako vhodnější se jeví kratší intervaly 50 a 100 dní, jejichž délka umožňuje pružněji reagovat na změny volatility.

Z dosažených výsledků backtestingu byl tedy učiněn závěr, že pravděpodobnostní rozdělení výnosů měnových kurzů u odhadu Value at Risk hraje významnou roli. Od vhodně zvoleného pravděpodobnostního rozdělení výnosů se totiž posléze odvíjí, jestli model pro odhad VaR spolehlivě zobrazuje riziko či nikoli a také to, zda model riziko nadhodnocuje či podhodnocuje. Celkově lze shrnout, že v oblasti řízení rizik finančních institucí je vhodnější použít VG a NIG modely, které lépe zobrazují riziko, což vede k efektivnějšímu řízení rizika a větší eliminaci případných ztrát.

Seznam použité literatury

- [1]ALEXANDER, Carol. *Market models: a guide to financial data analysis*. 1. vyd. Chichester: John Wiley, 2001. 494 s. ISBN 0-471-89975-5.
- [2]BLAHA, Zdeněk. *Řízení rizika a finanční inženýrství: Risk management and financial engineering*. 1. vyd. Praha: Management Press, 2004. 196 s. ISBN 80-7261-113-5.
- [3]CIELEPOVÁ, Gabriela. *Zpětné testování modelů pro odhad rizika na bázi VaR*. Ostrava, 2011. Diplomová práce. Vysoká škola báňská – Technická univerzita Ostrava, Fakulta ekonomická, Katedra Financí.
- [4]DOWD, Kevin. *Beyond value at risk: the new science of risk management*. 1st. ed. New York: Wiley, 1998. 274 s. ISBN 0-471-97622-9.
- [5]FAMA, Eugene F. The Behavior of Stock-Market Prices. *The Journal of Business*. 1965, roč. 38, č. 1, 34-105 s.
- [6]HASS, Marcus. New methods in Backtesting. *Financial Engineering*. 2001.
- [7]HINDLS, R., S. HRONOVÁ a J. SEGER. *Statistika pro ekonomy*. 1. vyd. Praha: Professional Publishing, 2002. 415 s. ISBN 80-86419-26-6.
- [8]HULL, John. *Options, futures, and other derivatives*. 6th ed. Upper Saddle River: Pearson Prentice Hall, 2006. 789 s. ISBN 0-13-149908-4.
- [9]HULL, John. *Risk management and financial institutions*. 1st. ed. Upper Saddle River: Pearson Prentice Hall, 2007. 500 s. ISBN 0-13-239790-0.
- [10]JÍLEK, Josef. *Finanční rizika*. 1. vyd. Praha: Grada Publishing, 2000. 635 s. ISBN 80-7169-579-3.
- [11]JÍLEK, Josef. *Finanční trhy a investování*. 1. vyd. Praha: Grada Publishing, 2009, 648 s. ISBN 978-80-247-1653-4.
- [12]JORION, Philippe. *Value at Risk: The new benchmark for managing financial risk*. 3rd. ed. New York: McGraw-Hill, 2007. 602 s. ISBN 0-07-146495-6.
- [13]KRESTA, Aleš. Testování vybraných modelů odhadu hodnoty VaR. *Ekonomická revue-Central European Review of Economic Issues*. 2011, roč. 14, č. 4, s. 201-212.
- [14]NIEPPOLA, Olli. *Backtesting Value-at-Risk Models*. Helsinky, 2009. Master's thesis. Helsinky school of economics. Department of economic.

- [15]RESTI, Andrea a Andrea, SIRONI. *Risk management and shareholders' value in banking: from risk measurement models to capital allocation policies*. 1st. ed. Chichester: Wiley, 2007. 782 s. ISBN 978-0-470-02978-7.
- [16]TICHÝ, Tomáš. *Lévy processes in finance: selected applications with theoretical background*. 1.vyd. Ostrava: VŠB-TU Ostrava, 2011. 173 s. ISBN 978-80-248-2536-6.
- [17]TICHÝ, Tomáš. Posouzení odhadu měnového rizika portfolia pomocí Lévyho modelů. *Politická ekonomie*. 2010, roč. 58, č. 4, s. 504-519.
- [18]TICHÝ, Tomáš. *Simulace Monte Carlo ve financích: aplikace při ocenění jednoduchých opcí*. 1. vyd. Ostrava: VŠB-TU Ostrava, 2010. 260 s. ISBN 978-80-248-2352-2.
- [19]TICHÝ, Tomáš. *Finanční deriváty: typologie finančních derivátů, podkladové procesy, oceňovací modely*. 1. vyd. Ostrava: VSB-TU Ostrava, 2006. 172 s. ISBN 80-248-1180-4.
- [20]ZMEŠKAL, Zdeněk a Miroslav ČULÍK. *Finanční rozhodování za rizika: sbírka šereňých příkladů*. 1. vyd. Ostrava: VŠB-TU Ostrava, 2002. 142 s. ISBN 80-248-0096-9.
- [21]ZMEŠKAL, Z., T. TICHÝ a D. DLUHOŠOVÁ. *Finanční modely*. 2. vyd. Praha: Ekopress, 2004. 236 s. ISBN 80-86119-87-4.

Elektronické zdroje:

- [1]COLOSSEUM: Financial markets. Zprávy. *Colosseum.cz* [online]. [cit. 2013-02-11]. Dostupné z: <http://www.colosseum.cz/vzdelavani-a-informace/zpravy?zpravatisk=1225>
- [2]ČESKÁ NÁRODNÍ BANKA. *Pravidla obezřetného podnikání: vyhláška č. 123/2007 Sb.* [online]. [2013-01-15]. Dostupné z: http://www.cnb.cz/cs/legislative/obezretne_podnikani/
- [3]EUROSTAT. Exchange rates. *Europa.eu* [online]. [cit. 2012-12-30]. Dostupné z: http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/exchange_rates/data/database
- [4]OFICIÁLNÍ PORTÁL PRO PODNIKÁNÍ A EXPORT. *Teritoriální informace – země*. Businessinfo.cz [online]. © 1997-2013 [cit. 2013-03-01]. Dostupné z: <http://www.businessinfo.cz/cs/zahranicni-obchod-eu/teritorialni-informace-zeme.html>
- [5]WIKIPEDIA: *the free encyclopedia* [online]. Wikipedia Foundation [cit. 2013-02-21]. Dostupné z: <http://www.wikipedia.org/>

Seznam zkratek

ČNB	Česká národní banka
HKD	Hongkongský dolar
IDR	Indonéska rupie
JPY	Japonský jen
KRW	Jihokorejský won
MYR	Malajsijský ringgit
NIG	Normal inverse Gaussian
PHP	Filipínské peso
SGD	Singapurský dolar
THB	Thajský baht
VaR	Value at Risk
VG	Variance gamma
WTO	Světová obchodní organizace
α	Parametr NIG rozdělení pravděpodobnosti; hladina spolehlivosti odhadu hodnoty VaR
β	Parametr NIG rozdělení pravděpodobnosti
δ	Parametr NIG rozdělení pravděpodobnosti
μ	Parametr určující střední hodnotu
σ	Směrodatná odchylka
σ^2	Rozptyl
ε	Generovaný náhodný prvek z normálního rozdělení
θ	Parametr pro sladění šikmosti u VG a NIG modelů
ϑ	Parametr pro sladění volatility u VG a NIG modelů
ν	Parametr pro sladění špičatosti u VG a NIG modelů
ω	Korekční parametr
$\Delta\tilde{\Pi}$	Přírůstek hodnoty finančního nástroje
$E(.)$	Střední hodnota
F_t	Faktor navýšení kapitálového požadavku
Kr	Špičatost
LR_{ind}	Testovací statistika Christoffersonova testu nezávislosti výjimek

LR_{ind2}	Testovací statistika rozšířeného testu nezávislosti výjimek v rámci smíšeného Kupiecova testu
LR_{CC}	Testovací statistika Christoffersonova podmíněného testu
LR_{mix}	Testovací statistika smíšeného Kupiecova testu
LR_{POF}	Testovací statistika Kupiecova nepodmíněného testu
LR_{TUFF}	Testovací statistika TUFF testu
$n_{1,1}$	Počet pozorování, kdy nastaly dvě výjimky hned za sebou
$n_{0,1}$	Počet pozorování, kterým nepředcházela výjimka
$n_{1,0}$	Počet pozorování, kdy po výjimce nenastala výjimka
$n_{0,0}$	Počet pozorování, kdy dvakrát po sobě nenastala výjimka
N	celkový počet pozorování; testovací statistika základního frekvenčního testu
p	Pravděpodobnost selhání navržená dle intervalu spolehlivosti
P_t	Cena aktiva v čase t
R_t	Výnos aktiva v čase t
r_t	Spojité výnos aktiva v čase t
Sk	Šikmost
$\chi^2(., df)$	χ^2 rozdělení pravděpodobnosti s df stupni volnosti
V_t	Výchozí hodnota finančního nástroje
\tilde{V}_T	Predikovaná hodnota finančního nástroje
x	Počet výjimek v rámci zpětného testování
T	Počet pozorování v rámci zpětného testování
$Z(t)$	Wienerův proces, kde dZ je přírůstek za nekonečně krátký časový úsek dt

Prohlášení o využití výsledků diplomové práce

Prohlašuji, že

- jsem byla seznámena s tím, že na mou diplomovou práci se plně vztahuje zákon č.121/2000 Sb. – autorský zákon, zejména § 35 – užití díla v rámci občanských a náboženských obřadů, v rámci školních představení a užití díla školního a § 60 – školní dílo;
- beru na vědomí, že Vysoká škola báňská – Technická univerzita Ostrava (dále jen VŠB-TUO) má právo nevýdělečně, ke své vnitřní potřebě, diplomovou práci užít (§ 35 odst. 3);
- souhlasím s tím, že diplomová práce bude v elektronické podobě archivována v Ústřední knihovně VŠB-TUO a jeden výtisk bude uložen u vedoucího diplomové práce. Souhlasím s tím, že bibliografické údaje o diplomové práci budou zveřejněny v informačním systému VŠB-TUO;
- bylo sjednáno, že s VŠB-TUO, v případě zájmu z její strany, uzavřu licenční smlouvu s oprávněním užít dílo v rozsahu § 12 odst. 4 autorského zákona;
- bylo sjednáno, že užít své dílo, diplomovou práci, nebo poskytnout licenci k jejímu využití mohu jen se souhlasem VŠB-TUO, která je oprávněna v takovém případě ode mne požadovat přiměřený příspěvek na úhradu nákladů, které byly VŠB-TUO na vytvoření díla vynaloženy (až do jejich skutečné výše).

V Ostravě dne 26. 4. 2013


.....

Barbora Sznepková

Seznam příloh

Příloha 1 – Vývoj výnosů vybraných měnových kurzů

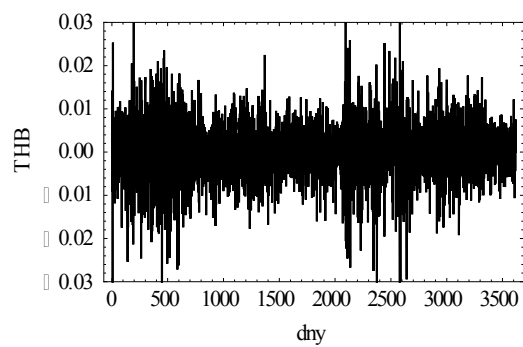
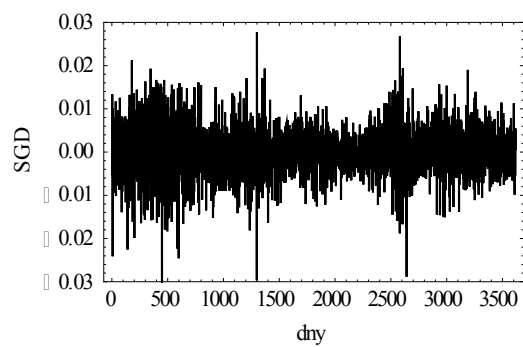
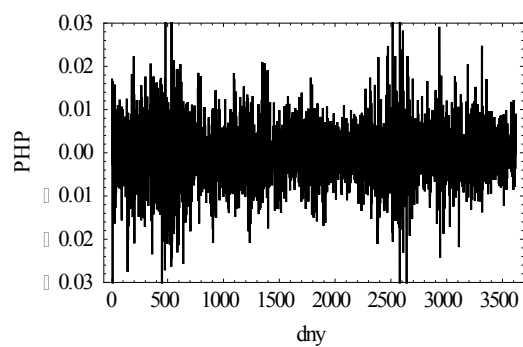
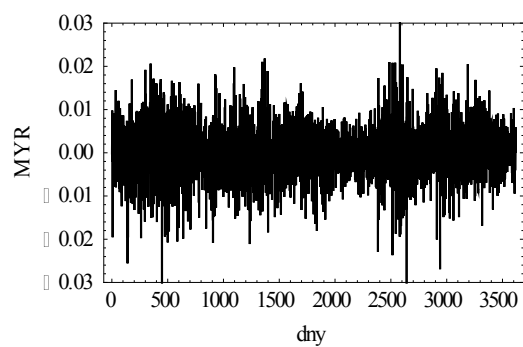
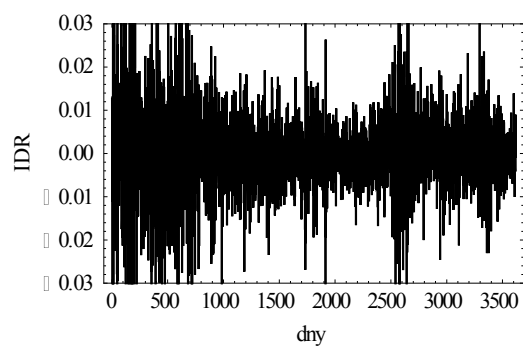
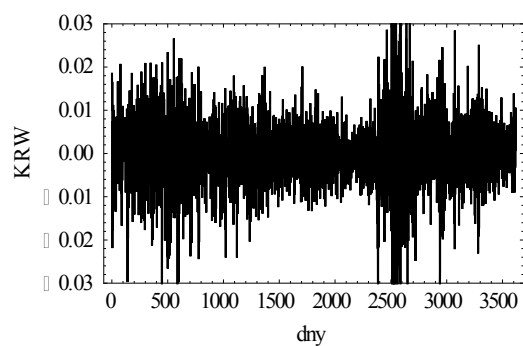
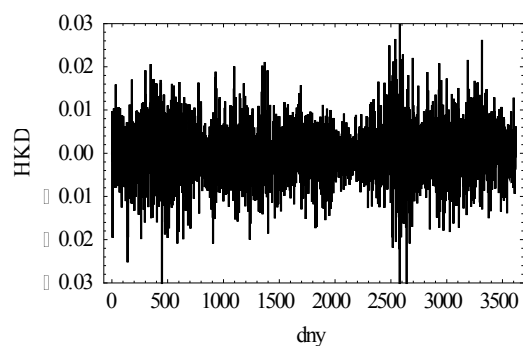
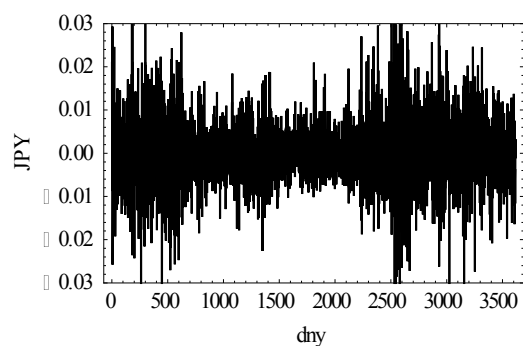
Příloha 2 – Výsledky testů nepodmíněného pokrytí – Normální rozdělení

Příloha 3 – Výsledky testů nepodmíněného pokrytí – VG model

Příloha 4 – Výsledky testů nepodmíněného pokrytí – NIG model

Přílohy

Příloha 1 – Vývoj výnosů vybraných měnových kurzů



Zdroj: Vlastní zpracování, Wolfram Mathematica

Příloha 2 – Výsledky testů nepodmíněného pokrytí – Normální rozdělení

Hongkongský dolar

Testy nepodmíněného pokrytí – HKD

Měna	Test	Interval	X_0 předpoklad	X skutečnost	N	Významnost
HKD	Základní frekvenční test	50	26	27	0,165060	0,434448
		100	26	33	1,344060	0,089464
		250	26	35	1,737060	0,041188
		500	26	50	4,684570	$1,40274 \cdot 10^{-6}$
		1000	26	37	2,130060	0,016583
	Kupiecův nepodmíněný test	Interval	LR_{pof}		Významnost	
		50	0,026961		0,869576	
		100	1,668300		0,196486	
		250	2,728370		0,098580	
		500	17,319300		0,000032	
		1000	4,020230		0,044958	
	Basel traffic light	Interval	zóna		F_t	
		50	zelená		3	
		100	zelená		3	
		250	zelená		3	
		500	žlutá		3,2	
		1000	zelená		3	
	Time until first failure (TUFF-test)	Interval	LR_{TUFF}		Významnost	
		50	1,178790		0,277603	
		100	0,891161		0,345163	
		250	0,811915		0,367555	
		500	0,391362		0,531584	
		1000	0,739403		0,389852	

Zdroj: Vlastní zpracování, Wolfram Mathematica

Jihokorejský won

Testy nepodmíněného pokrytí – KRW

Měna	Test	Interval	X_0 předpoklad	X skutečnost	N	Významnost
KRW	Základní frekvenční test	50	26	39	2,523070	0,005817
		100	26	45	3,702070	0,000107
		250	26	63	7,239080	$2,25819 \cdot 10^{-13}$
		500	26	75	9,597080	0,000000
		1000	26	36	1,933560	0,026583
	Kupiecův nepodmíněný test	Interval	LR_{pof}		Významnost	
		50	5,531510		0,018677	
		100	11,276200		0,000785	
		250	37,588300		$8,73648 \cdot 10^{-10}$	
		500	61,235400		$5,10703 \cdot 10^{-15}$	
		1000	3,346130		0,067363	
	Basel traffic light	Interval	zóna		F_t	
		50	zelená		3	
		100	žlutá		3,10	
		250	žlutá		3,46	
		500	žlutá		3,70	
		1000	zelená		3	
	Time until first failure (TUFF-test)	Interval	LR_{TUFF}		Významnost	
		50	0,672906		0,412040	
		100	0,503834		0,477820	
		250	0,186270		0,666039	
		500	0,076207		0,782505	
		1000	0,774865		0,378716	

Zdroj: Vlastní zpracování, Wolfram Mathematica

Indonéská rupie

Testy nepodmíněného pokrytí – IDR

Měna	Test	Interval	X_0 předpoklad	X skutečnost	N	Významnost
IDR	Základní frekvenční test	50	26	38	2,326570	0,009994
		100	26	44	3,505570	0,000228
		250	26	52	5,077570	$1,91145 \cdot 10^{-7}$
		500	26	66	7,828580	$2,44249 \cdot 10^{-15}$
		1000	26	35	1,737060	0,041188
	Kupiecův nepodmíněný test	Interval	LR_{pof}		Významnost	
		50	4,749160		0,029313	
		100	10,199500		0,001405	
		250	20,027900		$7,63186 \cdot 10^{-6}$	
		500	43,091900		$5,22281 \cdot 10^{-11}$	
		1000	2,728370		0,098580	
	Basel traffic light	Interval	zóna		F_t	
		50	zelená		3	
		100	žlutá		3,08	
		250	žlutá		3,24	
		500	žlutá		3,52	
		1000	zelená		3	
	Time until first failure (TUFF-test)	Interval	LR_{TUFF}		Významnost	
		50	0,705443		0,400961	
		100	0,529191		0,466947	
		250	0,352342		0,552790	
		500	0,152803		0,695871	
		1000	0,811915		0,367555	

Zdroj: Vlastní zpracování, Wolfram Mathematica

Malajsijský ringgit

Testy nepodmíněného pokrytí – MYR

Měna	Test	Interval	X_0 předpoklad	X skutečnost	N	Významnost
MYR	Základní frekvenční test	50	26	35	1,737060	0,041188
		100	26	38	2,326570	0,009994
		250	26	49	4,488070	$3,59356 \cdot 10^{-6}$
		500	26	52	5,077570	$1,91145 \cdot 10^{-7}$
		1000	26	35	1,737060	0,041188
	Kupiecův nepodmíněný test	Interval	LR_{pof}		Významnost	
		50	2,728370		0,098580	
		100	4,749160		0,029313	
		250	16,025700		0,000062	
		500	20,027900		$7,63186 \cdot 10^{-6}$	
		1000	2,728370		0,098580	
	Basel traffic light	Interval	zóna		F_t	
		50	zelená		3	
		100	zelená		3	
		250	žlutá		3,18	
		500	žlutá		3,24	
		1000	zelená		3	
	Time until first failure (TUFF-test)	Interval	LR_{TUFF}		Významnost	
		50	0,811915		0,367555	
		100	0,705443		0,400961	
		250	0,412080		0,520915	
		500	0,352342		0,552790	
		1000	0,811915		0,367555	

Zdroj: Vlastní zpracování, Wolfram Mathematica

Filipínské peso

Testy nepodmíněného pokrytí – PHP

Měna	Test	Interval	X_0 předpoklad	X skutečnost	N	Významnost
PHP	Základní frekvenční test	50	26	31	0,951062	0,170786
		100	26	35	1,737060	0,041188
		250	26	39	2,523070	0,005817
		500	26	50	4,684570	$1,40274 \cdot 10^{-6}$
		1000	26	34	1,540560	0,061712
	Kupiecův nepodmíněný test	Interval	LR_{pof}		Významnost	
		50	0,853903		0,355451	
		100	2,728370		0,098580	
		250	5,531510		0,018677	
		500	17,319300		0,000031	
		1000	2,168530		0,140861	
	Basel traffic light	Interval	zóna		F_t	
		50	zelená		3	
		100	zelená		3	
		250	zelená		3	
		500	žlutá		3,2	
		1000	zelená		3	
	Time until first failure (TUFF-test)	Interval	LR_{TUFF}		Významnost	
		50	0,977997		0,322694	
		100	0,811915		0,367555	
		250	0,672906		0,412040	
		500	0,391362		0,531584	
		1000	0,850646		0,356370	

Zdroj: Vlastní zpracování, Wolfram Mathematica

Singapurský dolar

Testy nepodmíněného pokrytí – SGD

Měna	Test	Interval	X_0 předpoklad	X skutečnost	N	Významnost
SGD	Základní frekvenční test	50	26	36	1,933560	0,026583
		100	26	39	2,523070	0,005817
		250	26	49	4,488070	$3,59356 \cdot 10^{-6}$
		500	26	59	6,453070	$5,48017 \cdot 10^{-11}$
		1000	26	35	1,737060	0,041188
	Kupiecův nepodmíněný test	Interval	LR_{pof}		Významnost	
		50	3,346130		0,067363	
		100	5,531510		0,018677	
		250	16,025700		0,000062	
		500	30,708300		$2,99881 \cdot 10^{-8}$	
		1000	2,728370		0,098580	
	Basel traffic light	Interval	zóna		F_t	
		50	zelená		3	
		100	zelená		3	
		250	žlutá		3,18	
		500	žlutá		3,38	
		1000	zelená		3	
	Time until first failure (TUFF-test)	Interval	LR_{TUFF}		Významnost	
		50	0,774865		0,378716	
		100	0,672906		0,412040	
		250	0,412080		0,520915	
		500	0,238150		0,625545	
		1000	0,811915		0,367555	

Zdroj: Vlastní zpracování, Wolfram Mathematica

Thajský baht

Testy nepodmíněného pokrytí – THB

Měna	Test	Interval	X_0 předpoklad	X skutečnost	N	Významnost
THB	Základní frekvenční test	50	26	38	2,326570	0,009994
		100	26	38	2,326570	0,009994
		250	26	43	3,309070	0,000468
		500	26	52	5,077570	$1,91145 \cdot 10^{-7}$
		1000	26	40	2,885890	0,001952
	Kupiecův nepodmíněný test	Interval	LR_{pof}		Významnost	
		50	4,749160		0,029313	
		100	4,749160		0,029313	
		250	9,169040		0,002461	
		500	20,027900		$7,63186 \cdot 10^{-6}$	
		1000	6,365930		0,011633	
	Basel traffic light	Interval	zóna		F_t	
		50	zelená		3	
		100	zelená		3	
		250	žlutá		3,06	
		500	žlutá		3,24	
		1000	zelená		3	
	Time until first failure (TUFF-test)	Interval	LR_{TUFF}		Významnost	
		50	0,705443		0,400961	
		100	0,705443		0,400961	
		250	0,555607		0,456036	
		500	0,352342		0,552790	
		1000	0,641719		0,423089	

Zdroj: Vlastní zpracování, Wolfram Mathematica

Příloha 3 – Výsledky testů nepodmíněného pokrytí – VG model

Japonský jen

Testy nepodmíněného pokrytí, VG model – JPY

Měna	Test	Interval	X_0 předpoklad	X skutečnost	N	Významnost
JPY - VG	Základní frekvenční test	50	26	20	-1,210440	0,886945
		100	26	24	-0,424441	0,664378
		250	26	40	2,719570	0,003268
		500	26	47	4,095070	0,000021
		1000	26	33	1,344060	0,089464
	Kupiecův nepodmíněný test	Interval	LR_{pof}		Významnost	
		50	1,594670		0,206660	
		100	0,185272		0,666882	
		250	6,365930		0,011633	
		500	13,564300		0,000231	
		1000	1,668300		0,196486	
	Basel traffic light	Interval	zóna		F_t	
		50	zelená		3	
		100	zelená		3	
		250	zelená		3	
		500	žlutá		3,14	
		1000	zelená		3	
	Time until first failure (TUFF-test)	Interval	LR_{TUFF}		Významnost	
		50	1,651640		0,198735	
		100	1,358810		0,243745	
		250	0,641719		0,423089	
		500	0,456105		0,499450	
		1000	0,891161		0,345163	

Zdroj: Vlastní zpracování, Wolfram Mathematica

Hongkongský dolar

Testy nepodmíněného pokrytí, VG model – HKD

Měna	Test	Interval	X_0 předpoklad	X skutečnost	N	Významnost
HKD - VG	Základní frekvenční test	50	26	19	-1,406940	0,920278
		100	26	28	0,361561	0,358840
		250	26	29	0,558061	0,288401
		500	26	42	3,112570	0,000927
		1000	26	19	-1,406940	0,920278
	Kupiecův nepodmíněný test	Interval	LR_{pof}		Významnost	
		50	2,187660		0,139121	
		100	0,127795		0,720730	
		250	0,300845		0,583353	
		500	8,185880		0,004222	
		1000	2,187660		0,139121	
	Basel traffic light	Interval	zóna		F_t	
		50	zelená		3	
		100	zelená		3	
		250	zelená		3	
		500	žlutá		3,04	
		1000	zelená		3	
	Time until first failure (TUFF-test)	Interval	LR_{TUFF}		Významnost	
		50	1,736850		0,187538	
		100	1,124800		0,288888	
		250	1,073450		0,300167	
		500	0,583129		0,445088	
		1000	1,736850		0,187538	

Zdroj: Vlastní zpracování, Wolfram Mathematica

Jihokorejský won

Testy nepodmíněného pokrytí, VG model – KRW

Měna	Test	Interval	X_0 předpoklad	X skutečnost	N	Významnost
KRW - VG	Základní frekvenční test	50	26	27	0,165060	0,434448
		100	26	35	1,737060	0,041188
		250	26	46	3,898570	0,000048
		500	26	56	5,863570	$2,26505 \cdot 10^{-9}$
		1000	26	21	-1,013940	0,844695
	Kupiecův nepodmíněný test	Interval	LR_{pof}		Významnost	
		50	0,026961		0,869576	
		100	2,728370		0,098580	
		250	12,398100		0,000430	
		500	25,910600		$3,576 \cdot 10^{-7}$	
		1000	1,102490		0,293720	
	Basel traffic light	Interval	zóna		F_t	
		50	zelená		3	
		100	zelená		3	
		250	žlutá		3,12	
		500	žlutá		3,32	
		1000	zelená		3	
	Time until first failure (TUFF-test)	Interval	LR_{TUFF}		Významnost	
		50	1,178790		0,277603	
		100	0,811915		0,367555	
		250	0,479486		0,488655	
		500	0,283138		0,594652	
		1000	1,571700		0,209960	

Zdroj: Vlastní zpracování, Wolfram Mathematica

Indonéská rupie

Testy nepodmíněného pokrytí, VG model – IDR

Měna	Test	Interval	X_0 předpoklad	X skutečnost	N	Významnost
IDR - VG	Základní frekvenční test	50	26	28	0,361561	0,358840
		100	26	35	1,737060	0,041188
		250	26	35	1,737060	0,041188
		500	26	43	3,309070	0,000468
		1000	26	14	-2,389450	0,991563
	Kupiecův nepodmíněný test	Interval	LR_{pof}		Významnost	
		50	0,127795		0,720730	
		100	2,728370		0,098580	
		250	2,728370		0,098580	
		500	9,169040		0,002461	
		1000	6,872130		0,008755	
	Basel traffic light	Interval	zóna		F_t	
		50	zelená		3	
		100	zelená		3	
		250	zelená		3	
		500	žlutá		3,06	
		1000	zelená		3	
	Time until first failure (TUFF-test)	Interval	LR_{TUFF}		Významnost	
		50	1,124800		0,288888	
		100	0,811915		0,367555	
		250	0,811915		0,367555	
		500	0,555607		0,456036	
		1000	2,266730		0,132179	

Zdroj: Vlastní zpracování, Wolfram Mathematica

Malajsijský ringgit

Testy nepodmíněného pokrytí, VG model – MYR

Měna	Test	Interval	X_0 předpoklad	X skutečnost	N	Významnost
MYR - VG	Základní frekvenční test	50	26	23	-0,620941	0,732681
		100	26	29	0,558061	0,288401
		250	26	35	1,737060	0,041188
		500	26	36	1,933560	0,026583
		1000	26	21	-1,013940	0,844695
	Kupiecův nepodmíněný test	Interval	LR_{pof}		Významnost	
		50	0,401938		0,526090	
		100	0,300845		0,583353	
		250	2,728370		0,098580	
		500	3,346130		0,067363	
		1000	1,102490		0,293720	
	Basel traffic light	Interval	zóna		F_t	
		50	zelená		3	
		100	zelená		3	
		250	zelená		3	
		500	zelená		3	
		1000	zelená		3	
	Time until first failure (TUFF-test)	Interval	LR_{TUFF}		Významnost	
		50	1,425690		0,232469	
		100	1,073450		0,300167	
		250	0,811915		0,367555	
		500	0,774865		0,378716	
		1000	1,571700		0,209960	

Zdroj: Vlastní zpracování, Wolfram Mathematica

Filipínské peso

Testy nepodmíněného pokrytí, VG model – PHP

Měna	Test	Interval	X_0 předpoklad	X skutečnost	N	Významnost
PHP - VG	Základní frekvenční test	50	26	20	-1,210440	0,886945
		100	26	21	-1,013940	0,844695
		250	26	29	0,558061	0,288401
		500	26	33	1,344060	0,089464
		1000	26	22	-0,817442	0,793162
	Kupiecův nepodmíněný test	Interval	LR_{pof}		Významnost	
		50	1,594670		0,206660	
		100	1,102490		0,293720	
		250	0,300845		0,583353	
		500	1,668300		0,196486	
		1000	0,706359		0,400655	
	Basel traffic light	Interval	zóna		F_t	
		50	zelená		3	
		100	zelená		3	
		250	zelená		3	
		500	zelená		3	
		1000	zelená		3	
	Time until first failure (TUFF-test)	Interval	LR_{TUFF}		Významnost	
		50	1,651640		0,198735	
		100	1,571700		0,209960	
		250	1,073450		0,300167	
		500	0,891161		0,345163	
		1000	1,496530		0,221206	

Zdroj: Vlastní zpracování, Wolfram Mathematica

Singapurský dolar

Testy nepodmíněného pokrytí, VG model – SGD

Měna	Test	Interval	X_0 předpoklad	X skutečnost	N	Významnost
SGD - VG	Základní frekvenční test	50	26	26	-0,031440	0,512541
		100	26	29	0,558061	0,288401
		250	26	40	2,719570	0,003268
		500	26	39	2,523070	0,005817
		1000	26	21	-1,013940	0,844695
	Kupiecův nepodmíněný test	Interval	LR_{pof}		Významnost	
		50	0,000990		0,974893	
		100	0,300845		0,583353	
		250	6,365930		0,011633	
		500	5,531510		0,018677	
		1000	1,102490		0,293720	
	Basel traffic light	Interval	zóna		F_t	
		50	zelená		3	
		100	zelená		3	
		250	zelená		3	
		500	zelená		3	
		1000	zelená		3	
	Time until first failure (TUFF-test)	Interval	LR_{TUFF}		Významnost	
		50	1,235630		0,266315	
		100	1,073450		0,300167	
		250	0,641719		0,423089	
		500	0,672906		0,412040	
		1000	1,571700		0,209960	

Zdroj: Vlastní zpracování, Wolfram Mathematica

Thajský baht

Testy nepodmíněného pokrytí, VG model – THB

Měna	Test	Interval	X_0 předpoklad	X skutečnost	N	Významnost
THB - VG	Základní frekvenční test	50	26	26	-0,031440	0,512541
		100	26	28	0,361561	0,358840
		250	26	31	0,951062	0,170786
		500	26	40	2,719570	0,003268
		1000	26	22	-0,817442	0,793162
	Kupiecův nepodmíněný test	Interval	LR_{pof}		Významnost	
		50	0,000990		0,974893	
		100	0,127795		0,720730	
		250	0,853903		0,355451	
		500	6,365930		0,011633	
		1000	0,706359		0,400655	
	Basel traffic light	Interval	zóna		F_t	
		50	zelená		3	
		100	zelená		3	
		250	zelená		3	
		500	zelená		3	
		1000	zelená		3	
	Time until first failure (TUFF-test)	Interval	LR_{TUFF}		Významnost	
		50	1,235630		0,266315	
		100	1,124800		0,288888	
		250	0,977997		0,322694	
		500	0,641719		0,423089	
		1000	1,496530		0,221206	

Zdroj: Vlastní zpracování, Wolfram Mathematica

Příloha 4 – Výsledky testů nepodmíněného pokrytí – NIG model

Japonský jen

Testy nepodmíněného pokrytí, NIG model – JPY

Měna	Test	Interval	X_0 předpoklad	X skutečnost	N	Významnost
JPY - NIG	Základní frekvenční test	50	26	22	-0,817442	0,793162
		100	26	23	-0,620941	0,732681
		250	26	43	3,309070	0,000468
		500	26	48	4,291570	$8,87073 \cdot 10^{-6}$
		1000	26	35	1,737060	0,041188
	Kupiecův nepodmíněný test	Interval	LR_{pof}		Významnost	
		50	0,706359		0,400655	
		100	0,401938		0,526090	
		250	9,169040		0,002461	
		500	14,773800		0,000121	
		1000	2,728370		0,098580	
	Basel traffic light	Interval	zóna		F_t	
		50	zelená		3	
		100	zelená		3	
		250	žlutá		3,06	
		500	žlutá		3,16	
		1000	zelená		3	
	Time until first failure (TUFF-test)	Interval	LR_{TUFF}		Významnost	
		50	1,496530		0,221206	
		100	1,425690		0,232469	
		250	0,555607		0,456036	
		500	0,433649		0,510204	
		1000	0,811915		0,367555	

Zdroj: Vlastní zpracování, Wolfram Mathematica

Hongkongský dolar

Testy nepodmíněného pokrytí, NIG model – HKD

Měna	Test	Interval	X_0 předpoklad	X skutečnost	N	Významnost
HKD - NIG	Základní frekvenční test	50	26	20	-1,210440	0,886945
		100	26	28	0,361561	0,358840
		250	26	32	1,147560	0,125575
		500	26	41	2,916070	0,001772
		1000	26	20	-1,210440	0,886945
	Kupiecův nepodmíněný test	Interval	LR_{pof}		Významnost	
		50	1,594670		0,206660	
		100	0,127795		0,720730	
		250	1,229460		0,267512	
		500	7,251120		0,007086	
		1000	1,594670		0,206660	
	Basel traffic light	Interval	zóna		F_t	
		50	zelená		3	
		100	zelená		3	
		250	zelená		3	
		500	žlutá		3,02	
		1000	zelená		3	
	Time until first failure (TUFF-test)	Interval	LR_{TUFF}		Významnost	
		50	1,651640		0,198735	
		100	1,124800		0,288888	
		250	0,933570		0,333937	
		500	0,611814		0,434106	
		1000	1,651640		0,198735	

Zdroj: Vlastní zpracování, Wolfram Mathematica

Jihokorejský won

Testy nepodmíněného pokrytí, NIG model – KRW

Měna	Test	Interval	X_0 předpoklad	X skutečnost	N	Významnost
KRW - NIG	Základní frekvenční test	50	26	25	-0,227941	0,590154
		100	26	35	1,737060	0,041188
		250	26	49	4,488070	$3,59356 \cdot 10^{-6}$
		500	26	59	6,453070	$5,48017 \cdot 10^{-11}$
		1000	26	24	-0,424441	0,664378
	Kupiecův nepodmíněný test	Interval	LR_{pof}		Významnost	
		50	0,052734		0,818372	
		100	2,728370		0,098580	
		250	16,025700		0,000062	
		500	30,708300		$2,99881 \cdot 10^{-8}$	
		1000	0,185272		0,666882	
	Basel traffic light	Interval	zóna		F_t	
		50	zelená		3	
		100	zelená		3	
		250	žlutá		3,18	
		500	žlutá		3,38	
		1000	zelená		3	
	Time until first failure (TUFF-test)	Interval	LR_{TUFF}		Významnost	
		50	1,295550		0,255028	
		100	0,811915		0,367555	
		250	0,412080		0,520915	
		500	0,238150		0,625545	
		1000	1,358810		0,243745	

Zdroj: Vlastní zpracování, Wolfram Mathematica

Indonéská rupie

Testy nepodmíněného pokrytí, NIG model – IDR

Měna	Test	Interval	X_0 předpoklad	X skutečnost	N	Významnost
IDR - NIG	Základní frekvenční test	50	26	28	0,361561	0,358840
		100	26	35	1,737060	0,041188
		250	26	37	2,130060	0,016583
		500	26	46	3,898570	0,000048
		1000	26	15	-2,192940	0,985844
	Kupiecův nepodmíněný test	Interval	LR_{pof}		Významnost	
		50	0,127795		0,720730	
		100	2,728370		0,098580	
		250	4,020230		0,044958	
		500	12,398100		0,000430	
		1000	5,682580		0,017134	
	Basel traffic light	Interval	zóna		F_t	
		50	zelená		3	
		100	zelená		3	
		250	zelená		3	
		500	žlutá		3,12	
		1000	zelená		3	
	Time until first failure (TUFF-test)	Interval	LR_{TUFF}		Významnost	
		50	1,124800		0,288888	
		100	0,811915		0,367555	
		250	0,739403		0,389852	
		500	0,479486		0,488655	
		1000	2,143850		0,143142	

Zdroj: Vlastní zpracování, Wolfram Mathematica

Malajsijský ringgit

Testy nepodmíněného pokrytí, NIG model – MYR

Měna	Test	Interval	X_0 předpoklad	X skutečnost	N	Významnost
MYR - NIG	Základní frekvenční test	50	26	22	-0,817442	0,793162
		100	26	29	0,558061	0,288401
		250	26	36	1,933560	0,026583
		500	26	38	2,326570	0,009994
		1000	26	20	-1,210440	0,886945
	Kupiecův nepodmíněný test	Interval	LR_{pof}		Významnost	
		50	0,706359		0,400655	
		100	0,300845		0,583353	
		250	3,346130		0,067363	
		500	4,749160		0,029313	
		1000	1,594670		0,206660	
	Basel traffic light	Interval	zóna		F_t	
		50	zelená		3	
		100	zelená		3	
		250	zelená		3	
		500	zelená		3	
		1000	zelená		3	
	Time until first failure (TUFF-test)	Interval	LR_{TUFF}		Významnost	
		50	1,496530		0,221206	
		100	1,073450		0,300167	
		250	0,774865		0,378716	
		500	0,705443		0,400961	
		1000	1,651640		0,198735	

Zdroj: Vlastní zpracování, Wolfram Mathematica

Filipínské peso

Testy nepodmíněného pokrytí, NIG model – PHP

Měna	Test	Interval	X_0 předpoklad	X skutečnost	N	Významnost
PHP - NIG	Základní frekvenční test	50	26	19	-1,406940	0,920278
		100	26	22	-0,817442	0,793162
		250	26	30	0,754562	0,225256
		500	26	34	1,540560	0,061712
		1000	26	24	-0,424441	0,664378
	Kupiecův nepodmíněný test	Interval	LR_{pof}		Významnost	
		50	2,187660		0,139121	
		100	0,706359		0,400655	
		250	0,543648		0,460925	
		500	2,168530		0,140861	
		1000	0,185272		0,666882	
	Basel traffic light	Interval	zóna		F_t	
		50	zelená		3	
		100	zelená		3	
		250	zelená		3	
		500	zelená		3	
		1000	zelená		3	
	Time until first failure (TUFF-test)	Interval	LR_{TUFF}		Významnost	
		50	1,736850		0,187538	
		100	1,496530		0,221206	
		250	1,024580		0,311436	
		500	0,850646		0,356370	
		1000	1,358810		0,243745	

Zdroj: Vlastní zpracování, Wolfram Mathematica

Singapurský dolar

Testy nepodmíněného pokrytí, NIG model – SGD

Měna	Test	Interval	X_0 předpoklad	X skutečnost	N	Významnost
SGD - NIG	Základní frekvenční test	50	26	25	-0,227941	0,590154
		100	26	29	0,558061	0,288401
		250	26	41	2,916070	0,001772
		500	26	40	2,719570	0,003268
		1000	26	23	-0,620941	0,732681
	Kupiecův nepodmíněný test	Interval	LR_{pof}		Významnost	
		50	0,052734		0,818372	
		100	0,300845		0,583353	
		250	7,251120		0,007086	
		500	6,365930		0,011633	
		1000	0,401938		0,526090	
	Basel traffic light	Interval	zóna		F_t	
		50	zelená		3	
		100	zelená		3	
		250	žlutá		3,02	
		500	zelená		3	
		1000	zelená		3	
	Time until first failure (TUFF-test)	Interval	LR_{TUFF}		Významnost	
		50	1,295550		0,255028	
		100	1,073450		0,300167	
		250	0,611814		0,434106	
		500	0,641719		0,423089	
		1000	1,425690		0,232469	

Zdroj: Vlastní zpracování, Wolfram Mathematica

Thajský baht

Testy nepodmíněného pokrytí, NIG model – THB

Měna	Test	Interval	X_0 předpoklad	X skutečnost	N	Významnost
THB - NIG	Základní frekvenční test	50	26	28	0,361561	0,358840
		100	26	29	0,558061	0,288401
		250	26	31	0,951062	0,170786
		500	26	41	2,916070	0,001772
		1000	26	24	-0,424441	0,664378
	Kupiecův nepodmíněný test	Interval	LR_{pof}		Významnost	
		50	0,127795		0,720730	
		100	0,300845		0,583353	
		250	0,853903		0,355451	
		500	7,251120		0,007086	
		1000	0,185272		0,666882	
	Basel traffic light	Interval	zóna		F_t	
		50	zelená		3	
		100	zelená		3	
		250	zelená		3	
		500	žlutá		3,02	
		1000	zelená		3	
	Time until first failure (TUFF-test)	Interval	LR_{TUFF}		Významnost	
		50	1,124800		0,288888	
		100	1,073450		0,300167	
		250	0,977997		0,322694	
		500	0,611814		0,434106	
		1000	1,358810		0,243745	

Zdroj: Vlastní zpracování, Wolfram Mathematica